Empirische Untersuchungen über den schweizerischen Holzmarkt

Dissertation

der Rechts- und staatswissenschaftlichen Fakultät
der Universität Zürich
zur Erlangung der Würde eines Doktors
der Wirtschaftswissenschaft

vorgelegt von
PETER MEYER
von Würenlos AG

genehmigt auf Antrag von Frau Prof. Dr. H. Schelbert-Syfrig

Zürich 1979
Zentralstelle der Studentenschaft

Empirische Untersuchungen über den schweizerischen Holzmarkt

Dissertation

der Rechts- und staatswissenschaftlichen Fakultät
der Universität Zürich
zur Erlangung der Würde eines Doktors
der Wirtschaftswissenschaft

vorgelegt von
PETER MEYER
von Würenlos AG

genehmigt auf Antrag von Frau Prof. Dr. H. Schelbert-Syfrig

Zürich 1979
Zentralstelle der Studentenschaft

UNIV.
LEIDEN
BIBL.

Die Rechts- und staatswissenschaftliche Fakultät gestattet hierdurch die Drucklegung vorliegender Dissertation, ohne damit zu den darin ausgesprochenen Anschauungen Stellung zu nehmen.

Zürich, den 11. Juli 1979

Der Dekan:

Prof. Dr. J. Rehberg

Meinen Eltern

VORWORT

Die vorliegende Arbeit entstand auf Anregung des Bundesamtes für Forstwesen mit der Unterstützung der paritätischen Industrieholzkommission und wurde als Auftrag dem Institut für Empirische Wirtschaftsforschung (IEW) der Universität Zürich anvertraut. Die Untersuchung bezweckt, die bestehende Markttransparenz auf dem schweizerischen Holzmarkt zu verbessern und den beiden Marktpartnern (Waldwirtschaftsverbände und Holzindustrie) neue quantitative Unterlagen für eine effiziente Holzmarktpolitik zur Verfügung zu stellen.

Diese empirische Arbeit über den schweizerischen Holzmarkt wurde von Frau Prof. Dr. H. Schelbert-Syfrig betreut. Frau Prof. Schelbert möchte ich an dieser Stelle für ihre stets bereitwillige Unterstützung, für ihr förderndes Interesse an meiner Arbeit und ihre unermüdliche Diskussionsbereitschaft ganz herzlich danken. Zu Dank verpflichtet bin ich auch Herrn Dr. B. Bittig, Vizedirektor des Bundesamtes für Forstwesen in Bern, für die Uebernahme des Korreferates und für seine wertvollen Hinweise, die viel zum Gelingen dieser Arbeit beigetragen haben.

Danken möchte ich weiter ganz besonders den Herren Dr. E.P. Grieder und Forstingenieur A. Semadeni vom Bundesamt für Forstwesen für ihre aktive Mitarbeit. Bei der Bereitstellung des Datenmaterials ist in erster Linie die aufopfernde Tätigkeit von Herrn A. Semadeni zu erwähnen. Mein aufrichtiger Dank gebührt diesbezüglich aber auch den Herren J.P. Ruhlé von der Interessengemeinschaft Industrieholz in Birmensdorf/ZH und Dr. M. Sollberger von der HESPA in Luzern. Herrn Prof. Dr. H. Tromp von der forstwirtschaftlichen Abteilung der ETHZ danke ich für seine wohlwollende Kritik und für seine spontane Bereitschaft, das Manuskript zu lesen und mich auf Ungereimtheiten aufmerksam zu machen. Ferner möchte ich mich bei allen Verbänden der Waldwirtschaft und der Holzindustrie für ihr Interesse und ihre Diskussionsbereitschaft bedanken.

Zu speziellem Dank verpflichtet bin ich der EDV-Abteilung des IEW, welche die erforderlichen Rahmenbedingungen für die vorliegende empirische Arbeit geschaffen hat. Dank schulde ich dabei v.a. meinen Kollegen lic. oec. publ. H.-P. Nägeli und dipl. phys. ETH et Dr. oec. publ. J. Ziegler für ihre bereitwillige Beratung und Unterstützung. Mein aufrichtiger Dank gilt auch

meinem Kollegen Dr. oec. publ. H. Seiterle für seine Hilfsbereitschaft und sein Interesse an wissenschaftstheoretischen Fragestellungen. Er hat den ökonometrisch-methodischen Teil meiner Arbeit gelesen und konnte mir wertvolle Hinweise vermitteln. Zu danken habe ich ferner auch der Wissenschaftlichen Leitung des IEW sowie allen IEW - Mitarbeitern, durch die ich in unzähligen Diskussionen immer wieder neue Denkanstösse erhalten habe.

Abschliessend möchte ich es nicht unterlassen, mich bei allen Angehörigen und Freunden, die mir während meiner Ausbildungszeit mit Rat und Tat zur Seite gestanden sind, recht herzlich zu bedanken. Einen ganz besonderen Dank möchte ich dabei meinen Eltern aussprechen, die mir durch ihre tatkräftige Unterstützung das Studium ermöglicht haben.

Zürich, den 24. Oktober 1979

Peter Meyer

INHALTSVERZEICHNIS

		Seite
1.	EINLEITUNG	1
1.1.	Problemstellung	1
1.2.	Problemlösung	2
1.3.	Auftrag	2
1.4.	Ziel und Zweck eines ökonometrischen Holzmarktmodells	3
1.5.	Inhaltsübersicht	7
2.	DIE SCHWEIZERISCHE WALD- UND HOLZWIRTSCHAFT	9
2.1.	Der Wald	9
2.1.1.	Der Begriff "Wald"	9
2.1.2.	Die Waldfläche in der Schweiz	12
2.1.3.	Die räumliche Ordnung des Schweizer Waldes und seine Holzartenzusammensetzung	15
2.1.4.	Die Eigentumsverhältnisse der Schweizer Wälder	18
2.1.5.	Die verschiedenen Funktionen des Waldes	21
2.2.	Die Schweizerische Waldwirtschaft	24
2.2.1.	Die Produktionsweise im Wald	24
2.2.2.	Die wirtschaftliche Lage der schweizerischen Forstbetriebe	27
2.2.3.	Die Einflussnahme des Staates auf die schweizerische Forstwirtschaft	34
2.3.	Die Holzwirtschaft	36
2.3.1.	Die Strukturierung des schweizerischen Holzmarktes	36
2.3.2.	Die Entwicklung der drei bedeutendsten Holzsortimente in den letzten 25 Jahren	39
2.3.3.	Die Entwicklung der holzverarbeitenden Industrien und ihre heutige Bedeutung	42
2.3.4.	Der Aussenhandel der Schweiz mit Holz	45
2.3.5.	Marktformen und Preisbildungen auf dem schweizerischen Rohholzmarkt	46
3.	DIE BESTIMMUNGSFAKTOREN DES SCHWEIZERISCHEN HOLZMARKTES	54
3.1.	Vorbemerkungen	54
3.2.	Der Nadelstammholzmarkt	57
3.2.1.	Das Nadelstammholzangebot	57

		Seite
3.2.2.	Die Nadelstammholznachfrage	66
3.2.3.	Die Nadelstammholzexporte	73
3.2.4.	Die Nadelstammholzimporte	76
3.3.	Der Industrieholzmarkt	81
3.3.1.	Das Industrieholzangebot	81
3.3.2.	Die Industrieholznachfrage	83
3.3.3.	Die Industrieholzexporte	87
3.3.4.	Die Industrieholzimporte	87
3.4.	Bemerkungen zu einer stärkeren Disaggregierung des Industrieholzmarktmodells	90
4.	DAS GESAMTE INTERDEPENDENTE HOLZMARKTMODELL UND DIE DISKUSSION DER VERWENDETEN SCHAETZVERFAHREN	93
4.1.	Das interdependente Holzmarktmodell	93
4.2.	Endogenität und Exogenität von Variablen	97
4.3.	Mathematische Anforderungen an das interdependente Holzmarktmodell	100
4.4.	Schätzung mit nominellen Werten	102
4.5.	Die verschiedenen Schätzverfahren	103
4.5.1.	Schätzverfahren bei beschränkter und voller Information	105
4.5.2.	Die Hauptkomponentenanalyse	106
4.5.3.	OLS versus TSLS - ein Vergleich zweier Schätzmethoden	110
5.	DIE SCHAETZERGEBNISSE	116
5.1.	Der Nadelstammholzmarkt	118
5.1.1.	Die Schätzung des Nadelstammholzangebotes	118
5.1.2.	Die Schätzung der Nadelstammholznachfrage	132
5.1.3.	Die Schätzung der Nadelstammholzexporte	141
5.1.4.	Die Schätzung der Nadelstammholzimporte	146
5.2.	Der Industrieholzmarkt	152
5.2.1.	Die Schätzung des Industrieholzangebotes	152
5.2.2.	Die Schätzung der Industrieholznachfrage	160
5.2.3.	Die Schätzung der Industrieholzimporte	166
	ANHANG COMPUTEROUTPUT	173

		Seite
6.	EX POST-PROGNOSEN UND STABILITAETSTESTS DER PARAMETER	206
6.1.	Die Ex Post-Prognosen	206
6.1.1.	Das Nadelstammholzangebot	207
6.1.2.	Die Nadelstammholznachfrage	209
6.1.3.	Die Nadelstammholzexporte	210
6.1.4.	Die Nadelstammholzimporte	211
6.1.5.	Das Industrieholzangebot	212
6.1.6.	Die Industrieholznachfrage	213
6.2.	Stabilitätstests bezüglich der Regressionskoeffizienten	216
6.2.1.	Das Nadelstammholzangebot	217
6.2.2.	Die Nadelstammholznachfrage	218
6.2.3.	Die Nadelstammholzexporte	220
6.2.4.	Die Nadelstammholzimporte	222
6.2.5.	Das Industrieholzangebot	223
6.2.6.	Die Industrieholznachfrage	225
7.	DIE AGGREGATION VON OEKONOMISCHEN BEZIEHUNGEN	226
7.1.	Einführung in die Aggregationsproblematik	226
7.2.	Die Herleitung des Aggregationsfehlers bei linearen ökonomischen Beziehungen	228
7.2.1.	Die Mikrobeziehungen	228
7.2.2.	Die Makrobeziehungen	230
7.2.3.	Korrespondierende und nicht-korrespondierende Parameter	233
7.2.4.	Zwei Spezialfälle	234
7.2.5.	Der Aggregationsbias	235
7.3.	Ein Beispiel der linearen Aggregation	235
7.4.	Schlussbetrachtungen	242
ANHANG :	Die einzelnen Datenreihen	244
	1. Daten des Nadelstammholzmarktes	245
	2. Daten des Industrieholzmarktes	265
	3. Daten allgemeiner Art	282
LITERATURVERZEICHNIS		298

1. EINLEITUNG

1.1. Problemstellung

Die nur schwer überblickbare Entwicklung auf dem schweizerischen Sägerundholz- und Industrieholzmarkt in den Forstwirtschaftsjahren 1973 bis 1975, welche in erster Linie durch die Energiekrise ausgelöst wurde, führte in der Forst- und Holzwirtschaft zu einem Unsicherheitsfaktor, der die Absatz- und Produktionsplanung aller Betriebe wesentlich erschwerte. Es zeigte sich sehr bald, dass eine einigermassen zuverlässige Prognose über die Entwicklung von Angebot, Nachfrage und Preisen im Holzsektor mit den herkömmlichen Methoden und den wenigen zur Verfügung stehenden Unterlagen praktisch nicht mehr möglich ist. Es finden zwar alljährlich Preisverhandlungen für die beiden Sortimente Stammholz und Industrieholz in den verschiedenen paritätischen Kommissionen statt. Doch die konkreten Ergebnisse dieser Verhandlungsrunden wurden in den letzten Jahren wiederholt durch die tatsächliche Entwicklung des Marktgeschehens überrollt und damit illusorisch gemacht.

Diese Tatsache liess in den zuständigen Wirtschaftskreisen, vorab jedoch in der paritätischen Holzfachkommission, die Notwendigkeit nach einer intensiveren und verbesserten Marktforschung erkennen. Eine ökonometrische Analyse über das Verhalten der Marktpartner (Verkäufer- und Käuferseite) in den letzten 25 Jahren sollte den interessierten Kreisen einen besseren Einblick in die komplexe Marktstruktur vermitteln und ihnen zudem eine tiefere Einsicht in das dynamische Marktgeschehen erlauben.

In der Schweiz ist im Gegensatz zu anderen bedeutenden Industrienationen der Welt,[1)] in denen die Forst- und Holzwirtschaft eine Rolle spielt, in dieser Hinsicht bisher recht wenig bis gar nichts unternommen worden. Eine solche ökonomisch-empirische Untersuchung über den schweizerischen Holzmarkt sollte auch einen Beitrag dazu leisten, die Beziehungen zwischen den Wirtschaftswissenschaften und den Forstwissenschaften wieder zu verstärken. Dabei wird

---

[1)] Vgl. dazu etwa: - McKillop, W.: Supply and Demand for Forest Products - An Econometric Study; University of California, March 1967. - Glück, P.: Analyse von Angebot und Nachfrage des österreichischen Nadelsägerundholzmarktes; Wien, 1972.

versucht, die Methodik der ökonomischen Theorie mit ihren "rationalen Gesetzmässigkeiten" auf die mehr traditionell ausgerichtete Forst- und Holzwirtschaft zu übertragen. Denn genauso wie in allen anderen Wirtschaftszweigen ist auch der in der Forstwirtschaft Tätige in der Regel ein rational Wirtschaftender, für den das ökonomische Prinzip der Gewinn- bzw. der Nutzenmaximierung seine Gültigkeit besitzt. Die Forstwissenschaft andererseits liefert der ökonomischen Theorie wichtige Erkenntnisse zur Formulierung ihrer Gesetze.

1.2. Problemlösung

Die ökonometrische Marktanalyse beruht auf der Untersuchung der Vorgänge auf dem schweizerischen Holzmarkt in den Jahren 1952 - 1975 bzw. 1955 - 1975. Es werden dabei wirtschaftstheoretische Ueberlegungen über die Zusammenhänge von verschiedenen ökonomischen Variablen aufgestellt, wobei den besonderen institutionellen Verhältnissen auf dem Holzmarkt Rechnung getragen werden muss. Diese vorerst rein qualitativen Beziehungen werden schliesslich mit Hilfe mathematisch-statistischer Verfahren auf ihr Zutreffen in der Beobachtungsperiode empirisch überprüft und quantifiziert.

Weil es sich beim Rohstoff Holz nicht um ein homogenes, standardisierbares Rohprodukt handelt, sondern weil das Holz in verschiedener Form angeboten und weiterverarbeitet werden kann, darf nicht von einem Holzmarktmodell schlechthin gesprochen werden. Das Modell muss deshalb nach verschiedenen Holzarten und Holzsortimenten aufgegliedert werden.

Das Hauptgewicht dieser empirischen Arbeit beruht dabei auf der Analyse des Nadelstammholz- und des Industrieholzmarktes. Auf eine spezielle Untersuchung des Brennholz- und des Laubstammholzmarktes ist im Rahmen dieser Arbeit aus verschiedenen Gründen, zu denen im dritten Kapitel ausführlich Stellung genommen wird, verzichtet worden.

1.3. Auftrag

Als Folge der eingangs erwähnten unsicheren Entwicklung auf dem schweizerischen Holzmarkt wurde 1975 von Seiten des Kuratoriums zur Verwaltung des Fonds zur Förderung der Wald- und Holzforschung ein Antrag an das Institut für Empirische Wirtschaftsforschung formuliert, der die folgenden Punkte umfasste:

1. Aufstellen eines theoretischen Holzmarktmodells; Grundlage dazu bilden die ökonomische Theorie sowie die besonderen institutionellen Gegebenheiten des Holzmarktes.
2. Bereitstellung und Aufbereitung der benötigten Datenreihen.
3. Schätzen des theoretischen Modells mit Hilfe mathematisch-statistischer Verfahren.
4. Testen der Ergebnisse anhand verschiedener statistischer Testkoeffizienten. Ausserdem sind ex post-Prognosen und Sensitivitätsanalysen durchzuführen.

Die wissenschaftliche Betreuung dieser Studie wurde Frau Prof. Dr. H. Schelbert von der Universität Zürich anvertraut. Das Kuratorium zur Verwaltung des Fonds zur Förderung der Wald- und Holzforschung in Bern und die Interessengemeinschaft Industrieholz in Birmensdorf/ZH fungieren als Geld- und Auftraggeber.

1.4. Ziel und Zweck eines ökonometrischen Holzmarktmodells

In der wirtschaftlichen Praxis taucht häufig die Frage auf, wozu überhaupt ökonometrische Modelle nützlich sind und welche Relevanz ihnen in der praktischen Wirtschaftspolitik beigemessen werden darf.[1)] Es soll gleich vorweggenommen werden, dass es nicht Sinn und Zweck eines ökonometrischen Modells ist, den Wirtschaftspolitiker zu verdrängen und zu ersetzen. Oekonometrische Modelle sind nur Hilfsmittel, die dem Wirtschaftspolitiker bei der Entscheidungsfindung eine objektive Grundlage bieten sollen. Die endgültige Entscheidung aber liegt immer beim Wirtschaftspolitiker selbst.

Jedes Modell ist eine Abstraktion der Wirklichkeit. Es stellt die Realität in stark vereinfachter Weise dar. In jedem Modell muss das Wesentliche vom Unwesentlichen getrennt werden, um die von ihm untersuchten Zusammenhänge besser erkennen und verstehen zu können. Das Modell soll in dieser Weise dem Wirtschaftspolitiker helfen, die relevanten Beziehungen zwischen ökonomischen, soziologischen oder technologischen Variablen besser und einfacher zu erklären

---

1) Vgl. Tagesanzeiger vom 20.11.76: "Kann der Computer den Wirtschaftspolitiker ersetzen?"; Diskussionsbeiträge von S. Borner und H. Schelbert.

und zu interpretieren. Das Modell ist somit lediglich ein quantitativer Teil der Entscheidungsgrundlagen. Bei seiner Interpretation müssen daher die Kenntnisse über Motive, Erfahrungen, Erwartungen und Interessenlagen mitberücksichtigt werden.

Gerade weil jedes Modell als ein vereinfachtes Abbild der Wirklichkeit angesehen werden muss, ist es zwangsläufig auch gewissen Fehlerquellen unterworfen, die in einer Fehlspezifikation (falsche Variablen oder Fehlen wichtiger Bestimmungsfaktoren), in einer falschen funktionalen Gleichung (Problem, welche mathematische Form dem Modell zugeordnet werden soll) oder in ungenügenden und inkonsistenten Datenreihen ihren Ursprung haben können.

Speziell das Datenproblem erscheint mir an dieser Stelle einer kurzen Erwähnung wert. Fehlende oder unzureichende Datenreihen sind das grösste Uebel für die empirische Wirtschaftsforschung. Denn ohne ausreichend lange Zeitreihen für die verwendeten Variablen kann ein Modell weder geschätzt noch getestet werden. Die Güte eines ökonometrischen Modells hängt in entscheidendem Masse von der Verfügbarkeit der benötigten Zeitreihen ab. Deshalb ist es für jeden Forscher eine Notwendigkeit, dass ihm das notwendige Datenmaterial von den zuständigen Wirtschaftskreisen vorbehaltlos zur Verfügung gestellt werden kann. Schliesslich kommt ja gerade diesen Kreisen eine ökonometrische Analyse wieder zugute, denn die empirische Wirtschaftsforschung ist kein Selbstzweck, sondern dient der Wirtschaftspolitik als Erklärungs- und Aktionsgrundlage. Im 3. Kapitel kann festgestellt werden, dass sich auch bei dieser empirischen Arbeit ein recht bedeutendes Datenproblem ergeben hat, da einerseits gewisse Zeitreihen nicht zur Verfügung gestellt werden konnten und andererseits als Folge einer ungenügenden Disaggregierung der einzelnen Positionen in den Forststatistiken während der 50-er und anfangs der 60-er Jahre gewisse Daten noch gar nicht erhoben worden sind.[1)]

Das ökonometrische Holzmarktmodell, das in dieser Studie diskutiert wird, kann als eine zusätzliche Entscheidungshilfe bei der Beurteilung der Marktlage angesehen werden. Es leistet einen wertvollen Beitrag dazu, die Informationsflut von anfallenden Daten in systematische Zusammenhänge einzuordnen

---

1) Vgl. dazu die Ausführungen in Kapitel 3, Abschnitt 3.4.

und die theoretischen Interdependenzen zu quantifizieren. Dadurch lassen sich die direkten und indirekten Preiselastizitäten von Angebot und Nachfrage sowie die Einkommenselastizitäten und die Elastizitäten bezüglich der Preisentwicklung der Produktionsfaktoren bestimmen.

Ein solches ökonometrisches Modell, das für jeden Benützer nachvollziehbar und kontrollierbar ist, ist ganz ohne Zweifel einem "Hinterkopfmodell" oder - um die Terminologie von Glück[1] zu verwenden - dem "freien Götterblick" bei weitem überlegen, weil in explizit ausformulierten Modellen die komplexe Wirklichkeit besser erfasst werden kann, als dies im "Hinterkopf" eines Wirtschaftspolitikers jemals geschehen kann.

Die Einsatzmöglichkeiten des Holzmarktmodells sind recht vielseitig. Die Hauptanwendung dürfte dabei im Bereiche der wirtschaftspolitischem Simulationen oder bedingten Prognosen liegen. So kann es für die Marktteilnehmer sehr nützlich sein, Auskunft zu erhalten, wie sich z.B. das Holzangebot bei alternativ vorgegebenen Holzpreisen oder bei unterschiedlicher Wirtschaftsentwicklung verhält. Die zukünftige Entwicklung des Holzmarktes lässt sich auf diese Weise in Abhängigkeit von Entscheidungsalternativen berechnen. Dies ermöglicht den beteiligten Wirtschaftskreisen eine bessere Produktions- und Absatzplanung und vermittelt Grundlageninformationen für die Wirtschaftspolitik. Das Modell kann in diesem Sinne etwa mit einem Labor verglichen werden, in dem verschiedene Experimente durchgeführt werden können.

Eine andere Anwendungsmöglichkeit eines geschätzten und getesteten Modells liegt im Bereiche der echten Prognosen. Dabei muss berücksichtigt werden, dass in diesem Falle die exogenen, nicht direkt durch das Modell erklärten Variablenwerte für das Prognosejahr genau bekannt sein müssen. Da diese aber ebenso unbekannt sind wie die endogenen Variablen, müssen sie ebenfalls prognostiziert oder geschätzt werden. Dabei besteht eventuell die Möglichkeit, die Werte der exogenen Variablen als Prognosewerte aus einem gesamtwirtschaftlichen Makromodell oder aus einem ausländischen Marktmodell zu übernehmen und ins Holzmarktmodell zu integrieren. Wenn dem Empiriker die prognostizierten Werte der exogenen Variablen für das Jahr 1979 bekannt sind, so kann er ohne weite-

---

[1] Vgl. Glück, P.: a.a.O.; S. 1

res eine Prognose für die Mengen- und Preisentwicklung im Jahre 1979 aufstellen. Nur nebenbei soll erwähnt werden, dass bei diesen Modellprognosen die Beschränkungen und Unsicherheiten, die den Resultaten notwendigerweise zugrundeliegen, nie vergessen und übersehen werden dürfen.

Eine derartige Prognose wird erst dann verunmöglicht, wenn es sich in der Zukunft zeigen sollte, dass die für die Vergangenheit geschätzten Parameter, die die Art und das Ausmass der Beziehungen zwischen den einzelnen ökonomischen Variablen charakterisieren, sich als nicht konstant erweisen sollten. Es wird somit von der Hypothese ausgegangen, dass die Parameter, die für die Periode 1952 (oder 1955) bis 1975 geschätzt worden sind, auch in nächster Zukunft unverändert bleiben werden.[1] Diese Konstanzannahme wird nur dann in grobem Masse verletzt, wenn eine starke strukturbedingte Verschiebung auf einem der Holzmärkte eintritt (z.B. - etwas überspitzt formuliert - wenn die Zeitungen durch andere, nicht mit Holz erzeugte Massenmedien vom Markt verdrängt würden).

Abschliessend wird als kurze Zusammenfassung festgehalten, welchen Anforderungen m.E. ein ökonometrisches Marktmodell genügen sollte:

1. Das theoretisch korrekte Modell sollte einen möglichst hohen Realitätsgehalt aufweisen.
2. Das theoretisch optimale Modell muss an die vorhandenen Datenreihen angepasst werden.
3. Das geschätzte und getestete Modell sollte möglichst transparent sein, d.h. es muss für den Praktiker zugänglich sein.

Zwischen diesen drei, sich zum Teil ausschliessenden Anforderungen muss ein Kompromiss gefunden werden, der zwangsläufig zu Effizienzverlusten führt (die absolute Effizienz kann nicht gewährleistet werden). Gelingt es jedoch,

---

[1] Gerade hier unterliegt die ökonometrische Analyse einer nicht unbedeutenden Restriktion: Alle geschätzten quantifizierten Beziehungen sind "rückwärts" gerichtet, d.h. die Analyse orientiert sich am Marktgeschehen in der Vergangenheit, während die Prognosen und das zukünftige Marktgeschehen immer "vorwärts" gerichtet sind.

einen "optimalen Kompromiss" zu finden, so ist das Modell unter Berücksichtigung der gegebenen Restriktionen wieder effizient (relative Effizienz).

1.5. Inhaltsübersicht

In diesem Abschnitt soll überblickartig erwähnt werden, welche Themen in dieser Arbeit zur Sprache kommen und welche Schwerpunkte gelegt werden.

Das dieser Einleitung folgende zweite Kapitel soll dem Leser einen ersten Einblick in die neuere Entwicklung sowie in die heutige Situation der schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft vermitteln. Die Kenntnis der institutionellen Gegebenheiten und des wirtschaftlichen Ablaufes in der schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft in den letzten 25 Jahren ist eine notwendige Voraussetzung für die in den folgenden Kapiteln beschriebene Modellkonstruktion und der Interpretation der darauf basierenden Regressionsanalyse.

Im dritten Kapitel werden die Bestimmungsfaktoren, die den Nadelstammholz- bzw. den Industrieholzmarkt nachhaltig beeinflussen, diskutiert. Dieses Kapitel gilt als Grundlage für die eigentliche Modellkonstruktion. Ebenso wird in diesem Kapitel erläutert, warum die gewünschte Disaggregierung des Industrieholzmarktmodells nicht verwirklicht und durchgeführt werden konnte.

Im vierten Kapitel wird das Holzmarktmodell in mathematischer Form vorgestellt. Daneben wird kurz auf einige ökonometrische Probleme wie mathematische Vollständigkeit des Modells, Endogenität und Exogenität von Variablen usw. eingegangen. Ebenso werden die angewandten Schätzverfahren - OLS, TSLS (inkl. Hauptkomponentenverfahren) - diskutiert und auf deren Vor- und Nachteile hingewiesen.

Der Schwerpunkt meiner Arbeit beruht auf dem fünften Kapitel, in dem die theoretischen Strukturgleichungen geschätzt und getestet werden. Der Interpretation der Ergebnisse muss dabei ein bedeutender Rahmen zugemessen werden.

Im sechsten Kapitel schliesslich werden einige ex post-Prognosen durchgeführt. Aus deren Ergebnis kann auf die Güte des geschätzten Modells geschlossen werden. Die Güte des Modells kann jedoch auch dadurch getestet werden, indem man sog. Stabilitätstests durchrechnet, d.h. man verlängert oder verkürzt das Analyseintervall beliebig um eine Periode und betrachtet die Werte der jeweiligen

Parameter. Sind die Unterschiede dieser Werte nur gering, d.h. entsprechen sich die jeweiligen Parameter bei der Schätzung mit einem unterschiedlichen Stichprobenraum in etwa, so kann von einem stabilen Modell gesprochen werden.

Das siebente Kapitel kann als Exkurs betrachtet werden, in dem kurz auf die Aggregationsproblematik eingegangen wird. Für die vorliegende Arbeit ist dabei die Aggregation über Wirtschaftssubjekte und über Sortimente von besonderem Interesse. Anhand eines konkreten Beispiels aus der Holzwirtschaft wird der Aggregationsfehler aufgedeckt und interpretiert.

Im Anhang sind die für die empirische Analyse benötigten Datenreihen aufgelistet. Eine genaue Quellenangabe sowie eine exakte Beschreibung der einzelnen Reihen soll dem externen Benützer die Möglichkeit verschaffen, die Reihen auch für andere Zwecke zu verwenden.

2. DIE SCHWEIZERISCHE WALD- UND HOLZWIRTSCHAFT

Das zweite Kapitel behandelt kurz und zusammenfassend die Entwicklung der schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft in den letzten 25 Jahren sowie deren heutige Lage. Die Kenntnis der wirtschaftlichen Entwicklung und der institutionellen Gegebenheiten auf dem schweizerischen Holzmarkt ist im dritten Kapitel bei der Aufstellung eines gesamtschweizerischen Holzmarktmodells und bei der Interpretation der Regressionsergebnisse im fünften Kapitel von Nutzen. Dieses einführende Kapitel kann als erforderliche Grundlage für die eigentliche Problemstellung dieser Arbeit, nämlich das Aufstellen und Schätzen eines ökonometrischen Holzmarktmodells, betrachtet werden.

2.1. Der Wald

2.1.1. Der Begriff "Wald"

Der Begriff "Wald" lässt sich nicht einfach in einem einzigen Satz definieren. Jeder Autor gibt wieder eine andere, weiter oder enger gefasste Begriffsbildung.[1)] In dieser Einführung will ich mich deshalb darauf beschränken, den Begriff "Wald" vorerst einmal rein lexikographisch zu umschreiben:

> "Unter Wald versteht man eine mit Holzpflanzen, insbesondere mit Bäumen, direkt bewachsene grössere Fläche, die eine bis in die unteren Bodenhorizonte reichende Lebensgemeinschaft verkörpert."

Im waldbaulichen Sinne kann der Begriff "Wald" wie folgt definiert werden (zitiert aus der Vorlesung "Waldbau I" von Prof. Leibundgut, ETH Zürich):

> "Der Wald ist ein durch auf grösserer Fläche geschlossenes Auftreten von Bäumen geprägtes Oekosystem mit charakteristischen ökologischen Eigenmerkmalen (Merkmale, die für Alleen, Gehölze, Parke nicht gelten).

---

1) Vgl. dazu Wullschleger, Georg: Das Industrieholz im Rahmen der schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft; Dissertation, Zürich, 1971; S. 91 ff. und Weck, Johannes, Wiebecke, Klaus: Weltforstwirtschaft und Deutschlands Forst- und Holzwirtschaft; München-Bonn-Wien, 1961; S. 5 ff.

Zum Walde gehört daher
- Baumbestand
- Waldflora
- Waldfauna
- Waldboden
- Waldbinnenklima

Die Bäume allein sind also nicht das Merkmal des Waldes. Durch einen Eingriff in eine dieser Komponenten bewegt sich das ganze System."

Schliesslich soll noch festgehalten werden, was der Gesetzgeber unter dem Begriff "Wald" versteht. Gemäss der Vollziehungsverordnung zum Bundesgesetz betreffend die eidgenössische Oberaufsicht über die Forstpolizei vom 1. Oktober 1965 beschliesst der Schweizerische Bundesrat, gestützt auf Art. 50 des Bundesgesetzes vom 11. Oktober 1902 betreffend die eidgenössische Oberaufsicht über die Forstpolizei, folgende gesetzliche Umschreibung des Waldes (Art. 1):

[1] Als Wald im Sinne des Gesetzes gilt, ungeachtet der Entstehung, Nutzungsart und Bezeichnung im Grundbuch, jede mit Waldbäumen oder -sträuchern bestockte Fläche, die, unabhängig von der Grösse des Ertrages, Holz erzeugt oder geeignet ist, Schutz- oder Wohlfahrtswirkungen auszuüben. Inbegriffen sind auch vorübergehend unbestockte sowie ertraglose Flächen eines Waldgrundstückes.

[2] Als Wald gelten insbesondere auch die Weidwälder, bestockte Weiden (Wytweiden), Edelkastanien- und Nussbaumselven, Auenwälder und Ufergehölze, Strauch- und Gebüschwälder, Legföhren- und Erlenbestände, aufgelöste Bestockungen an der obern Waldgrenze, Schutz- und Sicherheitsstreifen, Parkwälder, Forstgärten im Walde und unbestockte Flächen wie Blössen, Holzlagerplätze und Waldstrassen sowie Grundstücke, für die eine gesetzliche Aufforstungspflicht besteht.

[3] Nicht als Wald gelten unter anderem: Einzelbäume sowie Gebüsche und Lebhäge inmitten von landwirtschaftlichem Kulturland, Alleen sowie auf früher offenem Land angelegte Christbaumkulturen, Garten- und Parkanlagen.

[4] Pappel- und Weidenkulturen auf bisher landwirtschaftlich genutzten Flächen, die nur der Holzerzeugung in kurzen Umtriebszeiten dienen, können durch die Kantone von der Unterstellung unter die Forstgesetzgebung ausgenommen werden, sofern ihre Anlage nicht mit forstlichen Beiträgen des Bundes oder des Kantons unterstützt wurde.

Ueber die Art des Waldes kann mit diesen Definitionen allerdings nichts ausgesagt werden. Zu diesem Zwecke scheint v.a. die Untergliederung, wie sie von Weck und Wiebecke vorgenommen worden ist, zweckmässig:

1. Naturwald:

Unter Naturwald versteht man in erster Linie solche Wälder, die sich ohne Eingreifen des Menschen entwickelt haben (sog. primärer Urwald).

2. Kulturwald:

Der Kulturwald hingegen wird durch menschliche Eingriffe und Pflegemassnahmen geformt. Der Kulturwald wird dabei weiter unterteilt in:

a) Ausgebeuteter oder exploitierter Wald, d.h. die Nachhaltigkeit[1] des bestehenden Waldes wird unterbrochen. Der Grund dafür kann sowohl in einer zu starken Holznutzung als auch in einer unzweckmässigen Verwendung des Waldes liegen (Zerstörung des Waldes z.B. durch intensive und andauernde Beweidung oder durch die früher weit verbreitete Brand-Hackbau-Wechselwirtschaft).

b) Bewirtschafteter Wald oder Wirtschaftswald (Forst), d.h. ein zur Erzeugung von Holz und anderen Forsterzeugnissen angelegter und zweckentsprechend behandelter Wald. Ein wesentliches Charakteristikum des Wirtschaftswaldes bildet die Gültigkeit des Nachhaltigkeitsprinzips, worunter Speidel[2] "das Streben nach der optimalen, gleichmässigen und stetigen Lieferung sämtlicher materieller und immaterieller Leistungen des Waldes" versteht.

---

[1] Unter "Nachhaltigkeit" sei im allgemeinen die Fortdauer eines Zustandes verstanden.

[2] Speidel, G.: Forstliche Betriebswirtschaftslehre; Hamburg und Berlin, 1967; S. 170

Beim schweizerischen Wald handelt es sich vorwiegend um sog. Wirtschaftswald. Nur nebenbei sei bemerkt, dass die ökonometrische Untersuchung über das Angebotsverhalten bezüglich Rohholz aus den inländischen Wäldern ausschliesslich an den Wirtschaftswäldern oder Forsten interessiert ist, worauf später noch zurückzukommen ist.

2.1.2. Die Waldfläche in der Schweiz

Gemäss den Erhebungen von Ott[1] aufgrund von Luftbildauswertungen im Jahre 1972 sind 1'312'300 ha der gesamten Oberfläche der Schweiz mit Wald oder waldähnlichen Vegetationen bedeckt. Diese Angaben liegen allgemein über den Ermittlungen der Schweizerischen Forststatistik, die im Jahre 1976 eine Waldfläche von 1'117'933 ha auswies. Der Flächenanteil des schweizerischen Waldes an der Gesamtoberfläche der Schweiz dürfte demzufolge innerhalb der Bandbreite von 27-32% liegen. Das Bewaldungsprozent der Schweiz erreicht somit etwa dieselbe Höhe wie dasjenige anderer mitteleuropäischer Staaten (wie z.B. die Bundesrepublik Deutschland). Innerhalb der Schweiz können bei den Bewaldungsprozenten allerdings starke Schwankungen von Region zu Region beobachtet werden.

Einschränkend bleibt festzuhalten, dass nicht der gesamte Schweizerwald von ca. 1,3 Mio.ha Umfang bewirtschaftet und regelmässig gepflegt wird. Lediglich etwa 80% davon kann als Wirtschaftswald im vorher definierten Sinne bezeichnet werden. Der nicht mehr gepflegte Wald, der zum grössten Teil in den Alpen und auf der Alpensüdseite anzutreffen ist, verliert dabei zunehmend an Stabilität. Er kann seine Dienstleistungsfunktionen[2], v.a. jedoch seine Schutzfunktion, deshalb nicht mehr voll erfüllen.

Die Waldfläche gilt als eine der Grundlagen des Holzangebotes. Sie bestimmt u.a. die mögliche Holznutzung innerhalb einer bestimmten Periode und beeinflusst dadurch indirekt auch die tatsächliche Nutzung. Da das Gedeihen eines

---

[1] Ott, E.: Erhebungen über den gegenwärtigen Zustand des Schweizer Waldes als Grundlage waldbaulicher Zielsetzungen; Mitteilungen der Schweizerischen Anstalt für das Forstliche Versuchswesen, Bd. 48, Heft 1, 1972.

[2] Mehr über die funktionelle Bedeutung des Waldes findet man im Abschnitt 2.1.5.

Waldkomplexes und das Wachstum der einzelnen Bäume in erster Linie von Naturgesetzen abhängt und vom Menschen nur geringfügig beeinflusst und gelenkt werden kann, sind der möglichen und damit auch der tatsächlichen Holznutzung von der "Natur" her bestimmte Grenzen gesetzt. Die Natur kann in diesem Falle als vierter Produktionsfaktor neben Arbeit, Boden und Kapital angesehen werden.[1)]

Mehrere Untersuchungen, u.a. von Ott und Kurt[2)], haben jedoch gezeigt, dass die tatsächliche Nutzung weit hinter der potentiellen Nutzung zurückbleibt. Im Landesdurchschnitt beträgt die tatsächliche Nutzung nur etwas mehr als 50% der möglichen Nutzung. In den einzelnen Regionen wird dieser Prozentsatz allerdings teilweise stark über- bzw. unterschritten.[3)]

Ein Grund für diese grosse Diskrepanz zwischen tatsächlicher und potentieller Nutzung ist in der geschichtlichen Entwicklung der schweizerischen Waldwirtschaft zu finden. Um der Ausbeutung und dem Raubbau in den schweizerischen Wäldern Einhalt zu gebieten, wurden gesetzliche Bestimmungen (Forstgesetze von 1876 und 1902) erlassen, welche die Walderhaltung gewährleisten sollten. Dadurch wurden Waldrodungen erschwert und bewilligungspflichtig erklärt, sowie Uebernutzungen durch von der Verwaltung festgelegte Hiebsätze verunmöglicht. Dies hatte zur Folge, dass die stehenden Holzvorräte in der Schweiz stark anwuchsen und immer noch anwachsen, weil die jährlichen Zuwächse die in der entsprechenden Periode getätigten Nutzungen bei weitem übertreffen. Nach den Untersuchungen von Ott belief sich der laufende Derbholzzuwachs pro Jahr und Hektar in den Jahren 1950-1969 für den schweizerischen Landesdurchschnitt auf 5,4 m^3, während die tatsächliche Nutzung in diesen Jahren lediglich etwa 3,8 m^3 betrug.

---

1) Mehrere Wissenschaftler betonen jedoch, dass die Natur als Produktionsfaktor dem Produktionsfaktor Boden untergeordnet werden sollte. Es handelt sich dabei aber lediglich um ein Problem der definitorischen Abgrenzung.

2) Kurt, A.: Ertragsregelung in der Waldwirtschaft; SZfF 121 (1970), I; S. 84-86

3) Vgl. dazu die Ausführungen in der "Gesamtkonzeption für eine schweizerische Wald- und Holzwirtschaftspolitik"; Hauptbericht der vom Eidg. Departement des Innern am 16.8.1971 eingesetzten Expertenkommission, Bern, 1975; S. 56 ff.

Dieser ständig zunehmende Holzvorrat in den Schweizer Wäldern[1] führte schliesslich zu einer ungünstigen Altersstruktur der Waldbestände, indem heute v.a. alte und mittelalte Bestände überwiegen. Von Fachleuten wird deshalb vorgeschlagen, über den jährlichen Zuwachs hinaus Holz zu schlagen, um der drohenden "Vergreisung" der schweizerischen Wälder Herr zu werden. Die Expertenkommission erachtet es unter Berücksichtigung dieser Probleme sogar als wünschenswert, jährlich mindestens 7 Mio. m^3 Holz zu nutzen (heute werden zwischen 3,5-4 Mio. m^3 Holz geschlagen).

Der Hauptgrund für die oben angesprochene hohe Diskrepanz zwischen tatsächlicher und potentieller Holznutzung liegt meines Erachtens aber in der "Unwirtschaftlichkeit" von vermehrten Holznutzungen. Denn der "rational handelnde" Waldbesitzer[2], für den nur die Holzproduktion einen Geldertrag abwirft, wird seine Holznutzung nicht erhöhen, wenn die zusätzliche Produktion seine Kosten nicht mehr zu decken vermag. Die Schadholzanfälle in den Jahren 1962 und v.a. 1967 haben deutlich gezeigt, dass ein unkontrolliertes Mehrangebot an Holz zu Preissenkungen und Verwertungsschwierigkeiten führt.

Diese Ueberlegungen lassen deutlich erkennen, dass die Waldfläche in der Schweiz die tatsächliche Holznutzung (noch) keineswegs limitiert, solange die potentielle Holznutzung nur in so geringem Ausmasse ausgeschöpft wird, wie dies heute der Fall ist. Die effektive Holznutzung wird also nicht in erster Linie durch die vorhandene Waldfläche, sondern durch andere Faktoren, die im nächsten Kapitel eingehend zur Sprache kommen werden, determiniert.

---

[1] Die Schweiz dürfte über den höchsten stehenden Holzvorrat pro Hektar Waldfläche in ganz Europa verfügen.

[2] Unter einem "rational handelnden" Waldbesitzer soll hier derjenige Waldbesitzer verstanden werden, der ausschliesslich seinen eigenen Gewinn zu maximieren versucht und nicht bewusst im Sinne des Allgemeininteresses handelt (also keine gesamtwirtschaftliche Wohlfahrtsoptimierung betreibt). Der Waldbesitzer verhält sich also nur von seinem eigenen individuellen Standpunkt aus gesehen rational. Einschränkend muss jedoch an dieser Stelle festgehalten werden, dass der öffentliche Waldbesitzer nicht nur eine einzelwirtschaftliche, sondern ebenso eine gesamtwirtschaftliche Gewinnmaximierung anstrebt. Seine Zielfunktion dürfte sich somit von derjenigen des reinen Privatwaldbesitzers nicht unwesentlich unterscheiden.

2.1.3. Die räumliche Ordnung des Schweizer Waldes und seine Holzartenzusammensetzung

Als Folge der regional unterschiedlichen topographischen, klimatischen und edaphischen Verhältnisse in der Schweiz kann kein einheitlicher Wald und ebensowenig eine einheitliche Waldwirtschaft bestehen. Man betrachtet daher üblicherweise die Verhältnisse getrennt für fünf verschiedene Regionen der Schweiz.

Diese Regionen sind:
- Mittelland
- Jura
- Voralpen
- Alpen
- Alpensüdseite

Jede dieser Regionen weist bezüglich ihrer Waldstrukturierung ihre eigenen Verhältnisse und Besonderheiten auf.

Von den rund 1,3 Mio. ha Waldfläche entfallen auf die einzelnen Regionen die folgenden Flächenanteile:

Tabelle 1: Waldflächenanteile der einzelnen Regionen

Mittelland	249'000 ha	19,0%
Jura	214'000 ha	16,3%
Voralpen	244'000 ha	18,6%
Alpen	432'000 ha	33,0%
Alpensüdseite	172'000 ha	13,1%
	1'311'000 ha	100 %

Quelle: Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 42

Diese regionale Waldverteilung ist vorwiegend historisch bedingt. So kann es wohl in erster Linie dem Forstgesetz von 1902, in dem die Erhaltung der bestehenden Waldfläche garantiert wurde, verdankt werden, dass eine über die letzten 70 Jahre hinweg mehr oder weniger konstante regionale Waldverteilung vorgefunden werden kann. Es bestehen kaum Zweifel, dass ohne diesen gesetzli-

chen Schutz der Wälder in den industrialisierten und bevölkerungsreichen Gebieten des Mittellandes und teilweise auch des Juras und des Voralpengebietes wesentlich stärker dezimiert worden wären.

Tabelle 2 zeigt die prozentualen Anteile dieser fünf Regionen an der gesamten Nutzung in den öffentlichen Wäldern in den Jahren 1955/60/65/69/76:

Tabelle 2: Anteil der fünf Regionen an der Holznutzung in den öffentlichen Wäldern

Jahr	Mittelland	Jura	Voralpen	Alpen	Alpensüdseite
1955	33%	26%	14%	24%	3%
1960	38%	26%	15%	18%	3%
1965	40%	27%	14%	17%	2%
1969	41%	27%	14%	16%	2%
1976	42%	23%	20%	14%	1%

Quelle: Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 65 und Schweizerische Forststatistik 1977

Aus dieser Tabelle ist ersichtlich, dass der Region Mittelland im Jahre 1976 42% der gesamten Holznutzung in den öffentlichen Wäldern zufällt, obwohl der Waldflächenanteil im Mittelland relativ klein ist. Umgekehrt verhält es sich in der Region Alpen, wo trotz einem hohen Flächenanteil an öffentlichen Waldungen nur 14% des in den öffentlichen Wäldern insgesamt geschlagenen Holzes genutzt wird. Der Grund dieses Paradoxons liegt v.a. in der bedeutend besseren Standortgüte des Mittellandes (Bonität des Bodens). Der jährliche Holzzuwachs pro Hektar Waldfläche ist im Mittelland mehr als dreimal so gross wie in den Alpenregionen. Weiter ist zu bemerken, dass das Mittelland wesentlich besser erschlossen ist als die Alpengebiete. In den oft unwegsamen und abgelegenen Alpenregionen fallen ausserdem hohe und stetig anwachsende Rüst- und Transportkosten stärker ins Gewicht als in den leichter zugänglichen Mittellandwäldern. Eine Folge davon ist, dass in den Alpen bei weitem nicht mehr alle Waldflächen regelmässig genutzt und gepflegt werden. Dadurch kann auch die Verschiebung der Nutzungsanteile in den letzten Jahren zugunsten des Mittellandes und auf Kosten der Alpen erklärt werden.

Bezüglich der Holzartenzusammensetzung in den Schweizer Wäldern ist zu betonen, dass der Nadelwald eindeutig dominiert. Auf das ganze Land entfallen ca. 80% Nadelwälder und nur etwa 20% Laubwälder.[1] Dies ist insofern bemerkenswert, weil das Nadelholz technologisch bedeutend wertvoller ist als das Laubholz. Es muss allerdings beigefügt werden, dass diese Holzartenverteilung nicht dem natürlichen Wuchs entspricht, sondern dass durch anthropogene Eingriffe in den Waldstandort der Laubwald zugunsten des Nadelwaldes aus wirtschaftlichen Ueberlegungen immer stärker zurückgedrängt wurde (v.a. im Mittelland).

Eine solche Umwandlung der Waldbestände in reine Nadelholzkulturen - in erster Linie Fichtenmonokulturen - ist aus erwerbswirtschaftlichen, auf kurzfristiger Gewinnmaximierung basierenden Ueberlegungen durchaus gerechtfertigt. Langfristig und aus gesamtwirtschaftlicher Sicht gesehen erscheint eine solche Umwandlung insofern problematisch, als reine Fichtenmonokulturen viel anfälliger gegen Rotfäule, Insektenkalamitäten, Sturm und Schneedruck sind als widerstandsfähigere Mischwaldungen. Sie können dadurch die verschiedenen Dienstleistungsfunktionen weniger gut erfüllen als natürliche Mischwälder und erfordern zudem eine intensive und konsequente Pflege von Seiten der Waldeigentümer.

Bei den Nadelhölzern überwiegt in der Schweiz eindeutig die Fichte oder Rottanne, deren Anteil mehr als die Hälfte aller Nadelhölzer beträgt. Ferner ist auch die Tanne oder Weisstanne noch ziemlich weit verbreitet. In der Schweiz nur wenig anzutreffen sind jedoch Föhren, Lärchen und Arven.

Bei den Laubhölzern ist die Buche die häufigste Holzart. Weiter findet man unter den Laubhölzern v.a. noch Eichen, Eschen, Birken, Pappeln und Ahorn.

Die Verteilung der Holzarten Nadelholz und Laubholz ist von Region zu Region stark verschieden. In den Hauptregionen Mittelland, Jura und Alpen sind folgende Holzartenanteile für 1975 geschätzt worden:

---

[1] Als Vergleich sei angeführt, dass sich die Waldfläche der gesamten Welt aus nur etwa 33% Nadelwälder und aus 67% Laubwälder (vorwiegend Tropenwälder) zusammensetzt.

Tabelle 3: Holzartenanteile in den drei Hauptregionen der Schweiz

	Nadelholz	Laubholz
Mittelland	75%	25%
Jura	67%	33%
Alpen	90%	10%

2.1.4. Die Eigentumsverhältnisse der Schweizer Wälder

In der Schweiz können sowohl private Personen wie auch öffentlich-rechtliche Körperschaften Eigentümer von Waldkomplexen sein. Der Anteil des Privatwaldes an der gesamten Waldfläche ist dabei v.a. auf siedlungs- und rechtsgeschichtliche Ursachen zurückzuführen.[1)]

Vom gesamten schweizerischen Wald sind hingegen gut 70% im Besitz von öffentlich-rechtlichen Institutionen und nur knapp 30% sind Privatwaldbesitz. Bei den öffentlichen Waldbesitzern fällt der weitaus grösste Teil auf die politischen Gemeinden und auf die Bürgergemeinden, während dem Staatswald nur eine geringe Bedeutung zukommt. Beim Privatwald sind fast 3/4 des gesamten Privatwaldareals im Besitz von Landwirten. Der Rest befindet sich im Eigentum von natürlichen oder juristischen Personen ausserhalb der Landwirtschaft.

Es ist m.E. wahrscheinlich, dass parallel mit dem Rückgang der Landwirtschaftsbetriebe auch der prozentuale Anteil des Privatwaldes im Besitz der Landwirte zurückgehen wird. Diese abgetretenen Waldkomplexe können dann sowohl in den Besitz von natürlichen oder juristischen Personen ausserhalb der Landwirtschaft als auch in den Besitz der öffentlichen Hand übergehen. Es müsste also in Zukunft erwartet werden, dass der Anteil der öffentlichen Wälder auf Kosten der Privatwälder eher eine zunehmende Tendenz aufweisen wird. Nebenbei muss jedoch einschränkend festgehalten werden, dass als Folge der Neudefinition von öffentlich-rechtlichen Waldungen ebenso eine Verschiebung zugunsten des Privatwaldes möglich ist. Als Beispiel dazu sei die Neudefini-

---

1) Vgl. dazu Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 72 ff.

tion der sog. Bäuerten (vergleichbar mit Kooperationen) im Berner Oberland erwähnt, die nicht mehr zu den öffentlichen, sondern zu den privaten Waldungen gezählt werden. Im Normalfall ist jedoch der Verkauf des öffentlichen Waldes an Private gesetzlich untersagt.

Die Privatwaldanteile sind in den einzelnen Kantonen und Regionen ganz unterschiedlich. Neben sehr privatwaldreichen Gebieten mit über 60% des ganzen Waldes - wie der östliche Kantonsteil von Zürich, Thurgau, Toggenburg, Appenzell Ausserrhoden, der westliche Teil des Kantons Neuenburg, das zentrale Mittelland in den Kantonen Bern und Luzern sowie das obere Simmental - gibt es auch äusserst privatwaldarme Regionen mit weniger als 15% Privatwaldanteil. Dazu können das Wallis, Obwalden, Uri, Glarus, der nördliche Teil des Tessins, weite Teile von Graubünden und der südwestliche Zipfel von Schaffhausen gezählt werden.

Es stellt sich jetzt die Frage, worin sich die beiden Waldkategorien "öffentlicher Wald" und "privater Wald" überhaupt unterscheiden. Dabei ist in erster Linie auf die unterschiedlichen Betriebsgrössen hinzuweisen. Es kann festgestellt werden, dass die Waldkomplexe, die sich im öffentlichen Besitz befinden, in der Regel in für schweizerische Verhältnisse relativ grossen Betrieben zusammengehalten werden. Wesentlich anders gelagert sind hingegen die Verhältnisse beim Privatwald. Hier herrscht der Zwergbetrieb vor. Die über 100'000 Privatwaldeigentümer besitzen im Durchschnitt nicht einmal ganz 2 Hektaren Waldfläche. Diese ungünstige Struktur des Privatwaldes wird noch verschlechtert durch eine starke Parzellierung.[1)]

Wie festgehalten wurde, konzentriert sich der Privatwald v.a. auf das Mittelland und auf das Voralpengebiet. Die Kleinbetriebe sind deshalb primär in den klimatisch und topographisch günstigsten Gegenden des Landes verbreitet. Aus diesem Grunde gilt die Schweiz als ein Land der Zwergforstbetriebe.

[1)] Das Problem der Flächenzersplitterung durch die Parzellierung stellt sich natürlich auch in den öffentlichen Wäldern. Es ist aber als Folge der besseren Betriebsgrössenstruktur im öffentlichen Wald weit weniger gravierend.

Der Nachteil dieser ungünstigen Betriebsgrössenstruktur äussert sich v.a. in der Tatsache, dass unter diesen Verhältnissen ein Ausbau der forstlichen Infrastruktur in organisatorischer wie auch in mechanischer Hinsicht nicht lohnenswert erscheint. Die Arbeitskräfte sind meist nicht oder nur wenig qualifiziert, um eine allen waldwirtschaftlichen Zielen gerecht werdende Bestandesgründung anzustreben und eine zweckmässige Waldpflege durchzuführen. Ebenso unwirtschaftlich wie die Anstellung eines fachkundigen Forstbeamten ist es für einen Zwergbetrieb, technische Neuerungen (leistungsfähigere Maschinen, v.a. Rüst- und Transportmaschinen) anzuschaffen, da eine vollständige Kapazitätsauslastung praktisch unmöglich ist. Durch die Gründung von Forstrevieren und Genossenschaften lassen sich diese Nachteile jedoch teilweise wieder wettmachen.

Interessant für eine ökonometrische Untersuchung ist die Vermutung, dass der private Forstbetrieb sich viel stärker nach der laufenden Marktsituation orientiert als der öffentliche Waldbesitzer, ehe er den jährlichen Schlag bestimmt und das aufbereitete Holz auf den Markt bringt. Es wird hiermit unterstellt, dass der Privatwaldbesitzer rein erwerbswirtschaftlich handelt und seinen kurzfristigen Gewinn zu maximieren versucht, während der Besitzer des öffentlichen Waldes nicht nur aus privatwirtschaftlichen, sondern auch aus gesamtwirtschaftlichen Ueberlegungen[1] heraus sein Holz schlägt und seinen Wald pflegt.[2]

Eine ökonometrische Holzmarktanalyse wird die oben aufgeworfene Frage beantworten können, wie stark die Waldbesitzer mit ihrem Holzangebot auf Veränderungen der Marktsituation (Holzpreise!) reagieren werden. Aus datentechnischen Gründen kann jedoch eine getrennte Untersuchung für das Verhalten der öffentlichen Waldbesitzer im Gegensatz zum Verhalten der privaten Waldeigentümer nicht durchgeführt werden. Eine solche Disaggregierung ist m.E. auch wenig zweckmässig, da den Auftraggeber nicht primär das Angebotsverhalten einzelner Betriebe oder Betriebskategorien, sondern dasjenige der gesamten schweizerischen Waldwirtschaft interessiert. Ausserdem wird man durch die empirische Analyse im 5. Kapitel die deutliche Bestätigung erhalten, dass der

---

[1] Auf diese gesamtwirtschaftlichen Aspekte, die eine Waldpflege als wünschenswert erscheinen lassen, wird in Abschnitt 2.1.5. näher eingegangen.

[2] Dient die Holznutzung lediglich der Waldpflege, so spricht man üblicherweise von Durchforstungsmassnahmen.

öffentliche Waldbesitzer bei der Holznutzung die jeweilige gesamtwirtschaftliche Lage keineswegs als irrelevant betrachtet. Ebenso wenig schlägt der Privatwaldbesitzer sein Holz nur bei günstiger Marktlage: Eigenbedarf und die Möglichkeit zu einer sinnvollen Beschäftigung den Winter hindurch[1] führen in der Regel auch bei weniger günstigen Markterlösen zu einer jährlichen Minimalnutzung.

Für den Statistiker ergibt sich bei dieser Strukturierung der Eigentumsverhältnisse im Wald ein bedeutendes Problem: Er kann zwar meistens über gute und zuverlässige statistische Unterlagen aus den öffentlichen Waldungen verfügen; die Angaben aus den privaten Waldbesitzungen beruhen jedoch zum grössten Teil nur auf groben und daher nur bedingt zuverlässigen Schätzungen.

2.1.5. Die verschiedenen Funktionen des Waldes

Die Bedeutung der Funktionen, die ein gepflegter Wald als Oekosystem erfüllen kann, hat sich im Laufe der Zeit stark verschoben. Vor hundert und mehr Jahren war der Wald in erster Linie Energielieferant in Form von Brennholz und Holzkohle. Aber auch den sog. Bannwäldern im Alpengebiet wurde zu jener Zeit schon eine wichtige Bedeutung (Schutzfunktion) beigemessen. Der Wald war seit dem frühen Mittelalter ausserdem das geeignete Areal für die Jagd.

In der heutigen Zeit hat sich die Bedeutung der Mehrfachfunktion des Waldes stark akzentualisiert. Denn je entwickelter eine Volkswirtschaft ist, umso vielfältiger werden die Waldfunktionen. Man unterscheidet gewöhnlich zwei Hauptfunktionen, die ein gesunder und gepflegter Waldbestand jederzeit erfüllen sollte:

1. Die Güterproduktionsfunktion
2. Die verschiedenen Dienstleistungsfunktionen

Zu diesen beiden Funktionstypen sollen kurz einige Bemerkungen erfolgen.

---

[1] Dies trifft v.a. auf Waldkomplexe zu, die sich im Besitze von Landwirten befinden und für die die Waldwirtschaft ein Nebenerwerbszweig darstellt.

ad 1): Die primäre Funktion des Waldes liegt in der Erzeugung einer nicht direkt nahrungsgeeigneten Biomasse mit Hilfe der Sonnenenergie. Der Wald ist somit in erster Linie Rohholzlieferant. Rohholz ist auch der einzige handwerklich-industrielle Rohstoff, der in der Schweiz in grösserem Umfange zur Verfügung steht.

ad 2): Weiter hat ein Waldkomplex eine ganze Reihe von weiteren Funktionen, die unter dem Begriff "Dienstleistungsfunktionen des Waldes" subsumiert werden können, zu erfüllen. Je nach dem Standort des betreffenden Waldes kann den einzelnen Funktionen mehr oder weniger Gewicht beigemessen werden.

Die Dienstleistungsfunktionen können weiter unterteilt werden in die drei folgenden Unterfunktionen:

a) Schutzfunktion gegen Natur- und Zivilisationsgefahren

Dank seinen besonderen ökologischen Eigenschaften stellt der Wald eine natürliche Schutzvorrichtung gegen naturbedingte und technische, von der Zivilisation induzierte Einflüsse dar. So schützt der Wald gegen die Bodenerosion, indem er einerseits den Boden durch sein Wurzelwerk direkt festigt und andererseits dank der schnellen Wasserversickerung und der natürlichen Retention des Regenwassers im Blätterdach eine günstige Voraussetzung für gute Bodenverhältnisse schafft. Dadurch vermag der Wald auch Hochwasserkatastrophen abzuschwächen oder gar ganz zu verhindern. Nicht zuletzt als Folge der Hochwasserkatastrophen von 1834, 1839 und 1868 wurde in der Forstgesetzgebung von 1876 und 1902 die Erhaltung der Wälder gefordert, weil die Bedeutung des Waldes als natürlicher Schutz in zunehmendem Masse erkannt wurde. Die Rolle des Waldes als natürliche Schutzvorrichtung ist in einem Gebirgsland wie der Schweiz mit seinen unzähligen Wäldern in Hanglagen von allergrösster Bedeutung. Denn dieser Wald bildet einen dauernden Schutzwall gegen Schneerutschungen und Abbrüche von Lawinen und Steinschlag. Der Wald ist somit für viele kleine Dörfer und Siedlungen im Alpen- und Voralpengebiet ein natürlicher Sicherheitsgarant.

Mit der zunehmenden technischen und chemischen Entwicklung hat der Wald im Bereiche seiner Schutzfunktion eine weitere Aufgabe übernehmen müssen: Er

schützt die Menschheit vor festen und gasförmigen Luftverunreinigungen sowie gegen den immer mehr überhand nehmenden Lärm. Der Wald wirkt dabei als ein sich ständig regenerierender Filter, der die schädlichen Immissionen der Umwelt herausdestillieren kann.[1)] Der Wald ist also auch direkt für die Gesundheit des Menschen von allergrösster Wichtigkeit.

b) Flächenfunktion

Unentbehrlich sind Waldkomplexe auch aus raumordnungspolitischen Aspekten. Sie gliedern die Landschaft, indem sie eine natürliche Grenze zwischen Wohngebieten, Industriekonzentrationen und Landwirtschaftsregionen ziehen.

c) Erholungsfunktion

In neuerer Zeit ist die Erholungsfunktion als Sozialaufgabe des Waldes stark in den Vordergrund gestellt worden. Der Wald dient der Bevölkerung, vorab der Stadtbevölkerung, zur Entspannung und Erholung von der Hetze und Unrast des Alltags. Die Frische der Waldluft sowie seine Ruhe und seine Abgeschlossenheit machen den Wald zu einem wichtigen Bestandteil der Infrastruktur, der auf den Menschen eine hygienisch-therapeutische Wirkung auszuüben vermag.

Neben diesen drei Funktionen (Schutzfunktion, Flächenfunktion und Erholungsfunktion) besitzt der Wald auch eine hohe klimatische Bedeutung: Er erhöht die Bodenfeuchtigkeit und gilt als eigentliches Feuchtigkeitsreservoir (Wasserversorgungsfunktion des Waldes). Der Wald, als Lebensraum für die Wildtiere, übt ferner einen nivellierenden Einfluss auf das örtliche Jahresklima aus, indem er dank seines spezifischen Innenklimas vor Wind, Kälte und Hitze schützt.

Daraus wird deutlich, dass der Wald nicht nur eine bedeutende ökonomische Aufgabe als Holzlieferant zu bewältigen hat, sondern dass er auch Funktionen er-

---

1) Starke Umweltverschmutzungen haben natürlich auch einen bedeutenden negativen Einfluss auf den Gesundheitszustand der Wälder. Als Beispiel sei etwa die starke Schädigung des Pfynwaldes oberhalb Siders durch Fluor erwähnt.

Vgl. dazu Knabe, Wilhelm:"Luftverunreinigung und Waldwirtschaft", in Natur- und Umweltschutz in der BRD, Verlag Paul Parey, Hamburg und Berlin, 1978.

füllen muss, für die ein zunehmendes Allgemeininteresse besteht. Es muss deshalb oberste Aufgabe der staatlichen Forstpolitik sein, im Rahmen ihrer Möglichkeiten Waldbestände zu schaffen, die eine optimale Funktionsharmonie gewährleisten können.[1)]

2.2. Die schweizerische Waldwirtschaft

Eingangs dieses Abschnitts soll festgehalten werden, dass die beiden Begriffe "Waldwirtschaft" und "Forstwirtschaft" in dieser Arbeit als Synonyme verwendet werden, wie dies auch in der Praxis üblich ist.

2.2.1. Die Produktionsweise im Wald

In der Waldwirtschaft wird gewöhnlich zwischen zwei Produktionsstufen unterschieden, die in ihrem Wesen stark voneinander abweichen:

1. Die organische Produktion
2. Die mechanische Produktion

Diese beiden Produktionsarten sollen kurz charakterisiert werden.

a) Die organische Produktion

Die organische Produktion ist dadurch gekennzeichnet, dass durch die Wirkung von Naturkräften einzelne Bäume und Waldkomplexe ohne anthropogene Beeinflussung oder bei nur geringer Steuerung und waldbaulicher Pflege des Menschen heranwachsen. Neben den drei klassischen Produktionsfaktoren Arbeit, Boden und Kapital tritt somit bei der organischen Produktion ein vierter Produktionsfaktor hinzu, nämlich die "Natur".[2)] Die Nachhaltigkeit, d.h. das ständig fortdauernde, nicht abbrechende Wachstum der Bäume und Pflanzen im Walde ist durch die Existenz dieses vierten Produktionsfaktors "Natur" gewährleistet.

---

1) Langfristig gesehen dürfte eine Kosten-Nutzen-Analyse, die eine wissenschaftlich fundierte Aussage über die Wichtigkeit der Erhaltung der schweizerischen Waldkomplexe erlaubt, erforderlich werden. Ueber die Schwierigkeiten der praktischen Realisierung einer solchen Kosten-Nutzen-Analyse kann im Rahmen dieser Arbeit nicht weiter eingegangen werden.

2) Vgl. dazu Fussnote 1) S.13

Ein wesentliches Charakteristikum der organischen Produktion liegt in der äusserst langen Produktionsdauer von 80 bis gegen 200 Jahren, in deren Verlauf der Baum vom Sämling bis zum schlagreifen Baum heranwächst. Für den Waldbesitzer stellt sich nun die Aufgabe, die heranwachsenden Waldbestände so zu beeinflussen und zu lenken, dass die Umtriebszeit, d.h. das durchschnittliche Erntealter der Bestände, optimal wird. M.a.W. der Waldeigentümer versucht die Länge der Produktionszeiträume derart zu bestimmen, dass die Differenz zwischen Ertrag und Aufwand maximal wird.

Die Entscheidungen, die der Waldbesitzer bei der Zusammensetzung der Waldbestände und bei der Holzartenwahl zu treffen hat, erfolgen aufgrund der standörtlichen Bedingungen, der technischen Möglichkeiten und der jeweiligen Zielsetzung des betreffenden Waldbesitzers. Je nach dieser Zielsetzung - sollen die Waldbestände primär der Holzproduktion dienen oder sollen sie eher die gewünschten Dienstleistungsfunktionen für das Allgemeininteresse erfüllen - werden bestimmte Waldbestände angestrebt. Diese Entscheidungen haben wegen der langen Produktionszeiträume weitreichende Konsequenzen und legen die Aufwendungen und Erträge auf Jahrzehnte hinaus fest.

Der erwerbswirtschaftlich handelnde Waldeigentümer wird seine Bestände derart anlegen, dass sie ihm das höchste Einkommen abwerfen.[1)] Die Holzproduktion steht für ihn im Vordergrund, weil ihm die Dienstleistungsfunktionen des Waldes keinen materiellen Ertrag einbringen (die Dienstleistungen am Walde, die der Waldbesitzer im Sinne des Allgemeininteresses erbringt, sind keine "marktgängigen Güter", sondern fallen der Allgemeinheit in Form von positiven Externalitäten zu).

Selbst wenn aber der Waldbesitzer nur die Zielsetzung, seinen kurzfristigen Gewinn zu maximieren, verfolgt, erfüllt er dadurch indirekt auch die volkswirtschaftlichen Zielsetzungen, denen ein gesunder Wald gerecht werden sollte. Diese verschiedenen Zielsetzungen brauchen sich keineswegs auszuschliessen; sie können sich sogar innerhalb gewisser Grenzen ergänzen (Zielkomplementarität). Die Bewirtschaftung der Wälder nach ökonomischen Prinzipien schliesst also die Erfüllung der Dienstleistungsfunktionen des Waldes keinesfalls aus.

[1)] Die wirtschaftlich optimale Bestandesgründung ist jedoch bei einer derart langen Produktionsdauer mit einem beträchtlichen Risikofaktor behaftet.

Zielkonflikte können jedoch primär bei der Entscheidung über die Art und Weise der Bestandesgründungen auftreten. Wie früher schon erwähnt, vermögen beispielsweise die Fichtenmonokulturen wegen ihrer naturbedingten Anfälligkeit gegen äussere Einwirkungen die Dienstleistungsfunktionen nicht optimal zu erfüllen, obwohl sie von der Produktionsfunktion her gesehen als geeignet erscheinen. Für den heutigen Waldbestand sind diese Entscheidungen allerdings schon vor Jahrzehnten getroffen worden, während die heutigen Entscheidungen sich erst in einigen Jahrzehnten auswirken werden.

Ausserdem vermag die Oeffentlichkeit und im Notfalle auch der Gesetzgeber einen gewissen moralischen oder gar gesetzlichen Druck auf die Entscheidungsfindung der Waldeigentümer auszuüben, der auf die multifunktionale Bedeutung der Schweizer Wälder hinweist. Diesem Druck sind vorab die öffentlichen Waldbesitzer in hohem Masse ausgesetzt. Auf diese Weise sollte man sich der Idealform der Waldbestände, die eine optimale Funktionsharmonie des Waldes garantiert, stark annähern können.

Eine weitere Eigenart der organischen Produktion gegenüber den maschinellen Massenproduktionsverfahren liegt darin, dass das Holz kein einheitliches Produkt ist. Jeder einzelne Baum muss individuell für sich betrachtet werden; es gibt keine oder nur sehr begrenzte Standardisierungsmöglichkeiten.

Zusätzlich herrscht beim stehenden Holzvorrat eine Identität zwischen dem Produkt und dem Produktionsmittel, d.h. also Holz ist Produkt und Produktionsmittel zugleich.

b) Die mechanische Produktion[1)]

Unter der mechanischen Produktion wird das Schlagen, Aufbereiten und Rüsten der einzelnen Bäume verstanden. Der lebende Baum wird unter Einsatz von Arbeit und Kapital in ein marktfähiges Produkt transformiert, das als Rohstoff in der nächstgelagerten Produktionsstufe in der Industrie oder im Gewerbe weiterverarbeitet werden kann oder als Endprodukt auf den Markt gelangt.

Im Gegensatz zur organischen Produktion, die fast ausschliesslich den Naturgesetzen gehorcht, unterscheidet sich die mechanische Produktion in keiner Weise von einer anderen industriellen oder gewerblichen Produktionsweise. Zu

---

1) Vgl. Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 76 ff.

beachten sind lediglich gewisse gesetzliche Einschränkungen, die vom Waldbesitzer eingehalten werden müssen (kein Kahlschlag, keine Rodungen, Prinzip der Nachhaltigkeit).

2.2.2. Die wirtschaftliche Lage der schweizerischen Forstbetriebe

Eine genaue Analyse der wirtschaftlichen Lage der schweizerischen Forstbetriebe in den letzten 25 Jahren würde den Rahmen dieser Arbeit sprengen.[1] Es sollen aber dennoch einige wichtige Fakten und Entwicklungsstendenzen festgehalten werden. Diese Ausführungen können das Verständnis für die folgenden Kapitel wesentlich erleichtern.

Bei der Beurteilung der wirtschaftlichen Lage der schweizerischen Forstbetriebe stösst man auf die Schwierigkeiten einer fehlenden oder meist nur mangelhaft ausgewiesenen forstwirtschaftlichen Erfolgsrechnung. Als Folge der langen Produktionsdauer in der organischen Produktion wird eine Gegenüberstellung von Ernteerträgen und Aufwendungen praktisch verunmöglicht.[2] Denn man ist heute kaum in der Lage, die Kosten der organischen Produktion, die für den heutigen Waldbestand vor Jahrzehnten aufgewendet worden sind, exakt zu berechnen. Ebensowenig können die Kosten, die heute für die organische Produktion anfallen, mit den gegenwärtigen Holzerträgen verglichen werden.

Es ist deshalb heute üblich und zweckmässig, die beiden Produktionsstufen "organische"und "mechanische Produktion" für sich allein zu betrachten und den Ueberschuss der Erlöse aus den Rohholzverkäufen über die Kosten der mechanischen Produktion als Deckungsbeitrag für die Kosten der organischen Produk-

---

1) -Ausführliche Kommentare und Analysen über die wirtschaftliche Lage der Forstbetriebe und deren Entwicklungstendenzen findet man in der Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 97-123 sowie S. 239-251.
-Ferner in der Schweizerischen Forststatistik der Jahre 1950-1977 sowie in
-den Jahrbüchern der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, 1975/76 und in
-"Die wirtschaftliche Lage und Entwicklung in Schweizerischen Forstbetrieben von 1969-1976", herausgegeben von der Forstwirtschaftlichen Zentralstelle der Schweiz, Solothurn 1977.

2) Die einzige Möglichkeit bestünde in der Durchführung einer Investitionsrechnung, die als Folge der langen Produktionsdauer allerdings mit grössten Schwierigkeiten verbunden wäre.

tion anzusehen. Zählt man dazu noch die Erträge, die sich aus der organischen Produktion ergeben - wie z.B. die Einnahmen aus dem Verkauf von Weihnachtsbäumen und Schmuckreisig sowie Inkonvenienzentschädigungen -, kann man schliesslich den Reinertrag berechnen, den die Forstbetriebe in einer Rechnungsperiode erzielen.[1)]

Eine solche Berechnung und anschliessende Beurteilung des Reinertrages in den Forstbetrieben ist aus den vorher erwähnten Gründen (keine oder nur bedingte Vergleichsmöglichkeiten zwischen laufenden Einnahmen und Ausgaben) äusserst problematisch. So können hohe Ausgaben für die organische Produktion in einem einzelnen Jahr (z.B. Anbau von jungen Baumbeständen über weite Flächen), die erst in einigen Jahren oder Jahrzehnten Gelderträge abwerfen, dazu führen, dass der Reinertrag negativ wird. Dieses ungünstige Betriebsergebnis täuscht jedoch. Es wäre an dieser Stelle wohl zweckmässiger, nur den Ueberschuss der Holzverkaufserlöse über die Kosten der mechanischen Produktion zu betrachten und die hohen Ausgaben für die organische Produktion als Ausnahmeerscheinung bzw. als Sachinvestition für die Zukunft, die erst viel später Gewinnchancen ermöglicht, anzusehen. Es muss deshalb die Schlussfolgerung gezogen werden, dass detaillierte Angaben über die Ertrags- und Kostenentwicklungen in den beiden Produktionsstufen unbedingt erforderlich sind, um eine genaue und zuverlässige Aussage über die wirtschaftliche Lage in den schweizerischen Forstbetrieben zu gewährleisten. Eine möglichst genaue Investitionsrechnung erscheint an dieser Stelle unerlässlich.

Nur wenn alljährlich ungefähr dieselbe Arbeitszeit für die organische Produktion eingesetzt und die Zunahme der Kosten damit v.a. durch das Steigen der Arbeitslöhne verursacht wird, kann die wirtschaftliche Lage der Forstbetriebe in etwa anhand der Höhe des Reinertrages beurteilt werden. Die für die organische Produktion aufgewendete Arbeitszeit schwankt zwar innerhalb der Regionen der Schweiz sehr stark (sie ist im Mittelland am höchsten und in den Alpen

---

1) An dieser Stelle soll nochmals auf die Untersuchung der Forstwirtschaftlichen Zentralstelle der Schweiz über "die wirtschaftliche Lage und Entwicklung in Schweizerischen Forstbetrieben" hingewiesen werden (vgl. Fussnote 1) S.27). Dieser Bericht untersucht ausführlich die Erlös- und Kostenentwicklung von 1969-1976 bzw. bis 1977 für 36 repräsentative Forstbetriebe, die nach den drei Regionen Alpen, Jura und Mittelland aufgeteilt worden sind. Vgl. dazu auch "Die wirtschaftliche Lage und Entwicklung in Schweizerischen Forstbetrieben", Nr. 2, 1969-1977, herausgegeben von der Forstwirtschaftlichen Zentralstelle der Schweiz, Solothurn 1978.

am niedrigsten), sie dürfte jedoch im schweizerischen Durchschnitt über die letzten Jahre hinweg ungefähr konstant geblieben sein. Demzufolge kann der oben diskutierte Reinertrag doch als ein erstes Kriterium für die Einschätzung der Ertragslage in den schweizerischen Forstbetrieben betrachtet werden.

Tabelle 4 zeigt die Entwicklung des Ueberschusses der Gesamteinnahmen über die Gesamtausgaben in den öffentlichen Wäldern in den Jahren 1950-1977. Der Gesamtüberschuss oder Reinertrag kann dabei als Indikator für die Beurteilung der Ertragslage in den schweizerischen Forstbetrieben angesehen werden.

Aus Tabelle 4 geht hervor, dass sich die wirtschaftliche Lage der schweizerischen Forstbetriebe in den letzten Jahren rapide verschlechtert hat. Im Jahre 1976 arbeiteten die Forstbetriebe erstmals defizitär, d.h. die Gesamtausgaben konnten nicht mehr durch die Gesamteinnahmen gedeckt werden; der Gesamtüberschuss war negativ. Im Jahre 1977 zeichnete sich hingegen wieder eine deutliche Verbesserung der Ertragslage in den öffentlichen schweizerischen Forstbetrieben ab.

Es muss jedoch hinzugefügt werden, dass diese Ertragsentwicklung nicht für jeden einzelnen Forstbetrieb gilt. Es handelt sich dabei vielmehr um eine globale Ertragsentwicklung in allen öffentlichen Forstbetrieben. Deshalb können einzelne Betriebe wesentlich bessere, aber auch bedeutend schlechtere Betriebsergebnisse aufweisen als Tabelle 4 vermuten lässt.

Es soll daher an dieser Stelle bemerkt werden, dass es den typischen schweizerischen Forstbetrieb nicht gibt. Vielmehr sind grosse Unterschiede bezüglich seiner Grösse, seiner geographischen Lage, seiner Produktionsverhältnisse, seiner Holzartenvertretung, seinem Erschliessungsgrad, seinen Arbeitskräfteverhältnissen sowie auch seiner Ertragslage festzustellen.

Tabelle 4: Gesamteinnahmen, Gesamtausgaben und Gesamtüberschuss in den öffentlichen Wäldern von 1950-1977

Jahr	Gesamteinnahmen in 1000 Fr.	Gesamtausgaben in 1000 Fr.	Gesamtüberschuss in 1000 Fr.
1950	110'010	68'284	41'726
51	130'995	69'851	61'144
52	152'696	77'303	75'393
53	158'383	85'004	73'379
54	155'171	85'251	69'920
55	185'049	93'494	91'555
56	196'277	102'381	93'896
57	188'036	109'580	78'456
58	181'934	114'435	67'499
59	175'029	117'523	57'506
1960	189'399	117'908	71'491
61	209'562	127'470	82'092
62	263'000	151'078	111'922
63	222'914	154'755	68'159
64	231'170	180'465	50,705
65	225'468	174'671	50'797
66	238'341	187'269	51'072
67	255'359	222'657	37'702
68	212'720	195'078	17'642
69	234'273	203'663	30'610
1970	291'435	228'377	63'058
71	293'877	253'588	40'289
72	307'585	277'121	30'464
73	312'747	277'267	35'480
74	406'594	328'123	78'471
75	341'233	328'736	12'497
76	328'124	328'424	- 300
77	341'663	259'954	81'709

Quelle: Schweizerische Forststatistik, 1950-1977, Tabelle 5.

Der Grund der zunehmenden Verschlechterung der forstwirtschaftlichen Ertragslage in den Jahren 1975 und 1976 ist v.a. auf drei Faktoren zurückzuführen:

1. Relativ geringe Preissteigerungen bzw. sogar Preisrückgänge in den letzten Jahren bei den Rohholzsortimenten
2. Rückgang der Holznutzung
3. Stark ansteigende Produktionskosten in der Forstwirtschaft

ad 1): Die nur geringen Preissteigerungen bei den verschiedenen Rohholzsortimenten in den letzten 20 Jahren sind in erster Linie durch die Tatsache bedingt, dass sich die inländischen Holzpreise nach der Oeffnung der Grenzen und dem damit verbundenen Wegfall des Zollschutzes den ausländischen Preisen anpassen mussten. Der einzige Schutz für die inländischen Holzprodukte gegen Aussen besteht seit dem Beitritt der Schweiz zur Freihandelszone nur noch im Transportkostenschutz (dieser wird v.a. bei Holzimporten aus fernen Ländern relevant).

Ferner unterliegen die Holzpreise als Rohstoffpreise auch der Konkurrenz von Substituten wie Zement, Stahl, Aluminium und Kunststoffe, welche das Holz technologisch in fast allen Verwendungsbereichen ersetzen können. Diese Substitute können kapital- und energieintensiver hergestellt werden als die Holzprodukte, was auf die Dauer zu einer Vergrösserung der Produktionskapazitäten geführt hat.[1] Dank diesen Produktivitätfortschritten können die Preise der Substitute konstant gehalten oder sogar gesenkt werden.[2] Die kostensenkenden Produktionsverbesserungen und Rationalisierungen zur Erzeugung der Konkurrenzprodukte scheinen in letzter Zeit hingegen ausgeschöpft worden zu sein. Die Verteuerung der Energiekosten und anderer wichtiger Rohstoffe wie z.B. Erdöl lassen zudem vermuten, dass die Preise der Substitute in Zukunft eher eine steigende Tendenz aufweisen werden. Dies würde somit auch einen entsprechenden Anstieg der Holzpreise erlauben, ohne dass dabei die Gefahr einer Holzverdrängung durch die Konkurrenzprodukte befürchtet werden müsste.

---

[1] Eine Umsatzsteigerung bei der Erzeugung der Substitute ist viel eher mit einer degressiven Kostenentwicklung verbunden als eine Ausweitung der Holzproduktion.

[2] Die Verdrängung des Holzes als Rohstoff zugunsten der Substitute ist dabei von der relativen Preisentwicklung dieser beiden Produktgruppen abhängig.

Der Preisrückgang bei den Rohholzsortimenten in den letzten zwei Jahren ist jedoch v.a. rezessionsbedingt und kaum eine Folge des starken Konkurrenzdruckes, dem der Rohstoff Holz ausgesetzt ist. Die stark reduzierte Nachfrage im Bausektor und auch in andern für den Holzabsatz wichtigen Wirtschaftssektoren führte zu diesen vermutlich nur vorübergehenden Preissenkungen.

ad 2): Ebenfalls eine Folge der Rezession und der damit verbundenen Preisreduktionen ist der Rückgang der Holzabgaben aus den schweizerischen Wäldern. Darin zeigt sich deutlich die Flexibilität, die jedem Forstbetrieb bezüglich seines Holzangebotes eigen ist. Wenn nämlich die Marktlage ungünstig ist, hat der Waldeigentümer durchaus die Möglichkeit, mit seiner Holznutzung zurückzuhalten und weniger Holz zu schlagen.[1)] Für ihn ergibt sich bei diesem Vorgehen kein Lagerhaltungsproblem wie bei der industriellen Produktion. Dies folgt aus der Eigenschaft eines jeden Baumes, Produkt und Produktionsmittel zugleich zu sein. Die lange Periode der Schlagreife des Holzes erlaubt dem Waldbesitzer, in schlechten Jahren weniger Holz zu schlagen und bei günstigen Marktverhältnissen eine Mehrnutzung zu verantworten, ohne dass sich dabei besondere zusätzliche Probleme ergeben würden.

ad 3): Die Produktionskosten in der Forstwirtschaft bestehen zum weitaus grössten Teil aus Personalkosten. So sind etwa 70-80% aller Kosten in einem Forstbetrieb Personalkosten. Die Forstwirtschaft ist also ein ausgesprochen personalkosten- oder arbeitsintensiver Wirtschaftszweig.

Die Hauptursache für den starken Produktionskostenanstieg in den letzten Jahren liegt aus diesem Grunde in der stetigen und starken Zunahme der Lohnkosten. Die Entlohnung in der Forstwirtschaft muss mindestens parallel zur Entlohnung im industriellen und im gewerblichen Sektor verlaufen, um überhaupt Arbeitskräfte für die forstlichen Arbeiten anziehen zu können. Es ist sogar möglich, dass die Forstwirtschaft in nächster Zukunft noch höhere Löhne anbieten muss, um die Attraktivität des Waldarbeiterberufes zu erhöhen. Dies

---

1) In einzelnen Forstbetrieben - v.a. in den Alpen- und Voralpengebieten, wo die Holznutzung für den Waldbesitzer häufig das einzige Einkommen darstellt - kann jedoch oft auch ein inverses Angebotsverhalten beobachtet werden. Vgl. dazu eine Untersuchung in der Landwirtschaft von Popp, H.: Response of Farm Production to Prices; A Case Study of the Supply of Dairy Products in Switzerland, Dissertation Chicago, 1962.

würde v.a. bei knappem Arbeitsmarkt notwendig werden, weil die Arbeit im Walde an sich eher unter ungünstigen Arbeitsbedingungen abläuft. Die Waldarbeit ist meistens mit hoher körperlicher Anstrengung bei relativ grosser Unfallgefahr verbunden. Zudem muss der Waldarbeiter auch bei schlechtem, regnerischen Wetter im Freien arbeiten.

Die Forstwirtschaft als lohnkostenintensiver Wirtschaftszweig leidet also sehr stark unter dem Anstieg der Löhne. Es stellt sich deshalb die Frage, ob nicht eine stärkere Mechanisierung der Forstbetriebe möglich und kostensparend wäre. Hierzu ist zu sagen, dass die Mechanisierung der Arbeit im Walde im letzten Vierteljahrhundert doch recht bedeutend war und viel zur Rationalisierung der Arbeit beigetragen hat. Eine weitere Mechanisierung durch Anschaffung von leistungsfähigen Maschinen (Motorsägen, Rücke- und Transportmaschinen, Spezialtransporter und Spezialtraktoren) ist auch in Zukunft, vorab im Bereiche der mechanischen Produktion, noch möglich und auch erwünscht. Allerdings sind dieser Mechanisierung durch die Geländeverhältnisse sowie durch waldbaulich bedingte Verhältnisse enge Grenzen gesetzt. Zudem werden solche Neuinvestitionen als Folge der ungünstigen Betriebsgrössenstruktur in den schweizerischen Forstbetrieben meistens nicht voll ausgelastet sein. Es ist daher wahrscheinlich, dass Strukturverschiebungen von Klein- zu Mittel- und Grossbetrieben, etwa in Form von Kooperationen oder Genossenschaften, eher zu einer kostensenkenden Produktion führen würden. Eine Steigerung der Arbeitsproduktivität ist bei der mechanischen Produktion aber durchaus noch möglich.

Bei der organischen Produktion hingegen, deren Kosten pro Hektar Waldfläche unabhängig von der Betriebsgrösse sind, scheint eine weitere Mechanisierung - wie etwa im Bereiche der Jungwuchspflege - kaum mehr möglich zu sein. Die meisten Arbeiten sind nur sehr schlecht mechanisierbar. Eine Steigerung der Arbeitsproduktivität kann somit bei der organischen Produktion nicht mehr erwartet werden.

Als Fazit kann abschliessend festgehalten werden, dass im Forstbetrieb weiterhin der Arbeitskraft die primäre Bedeutung zukommt, selbst wenn sich noch partielle Verbesserungen bezüglich der Mechanisierung einstellen sollten. Die Kostenstruktur der Forstbetriebe wird aber auch in Zukunft durch die Lohnkostenentwicklung in entscheidendem Masse beeinflusst werden.

2.2.3. Die Einflussnahme des Bundes auf die schweizerische Forstwirtschaft[1)]

Schon frühzeitig erkannte der Bund die grosse Bedeutung, die dem Walde in einer entwickelten Volkswirtschaft zukommt. Bereits 1876 wurde das erste Forstgesetz erlassen, das sich damals aber erst auf das sog. "eidgenössische Forstgebiet", d.h. auf die Alpen und auf die Voralpen, erstreckte. Mit der Teilrevision der Bundesverfassung vom 15.10. 1897 konnte jedoch das Aufsichtsrecht des Bundes über die gesamte Schweiz ausgedehnt werden. Auf Art. 24 der Bundesverfassung[2)] wurde das Bundesgesetz vom 11.10.1902 betreffend die eidgenössische Oberaufsicht über die Forstpolizei aufgebaut, das noch heute trotz mehreren Teilrevisionen in seinen Grundzügen Gültigkeit besitzt. Die eidgenössische Forstgesetzgebung bezweckt dabei, den Wald qualitativ und quantitativ so zu erhalten, dass er seine verschiedenen Funktionen jederzeit ausreichend erfüllen kann. Die schweizerischen Waldflächen sollen in ihrem damaligen Umfange erhalten bleiben; Rodungen sind bewilligungspflichtig, Schlagflächen und Blössen müssen innert drei Jahren wieder neu angepflanzt werden (siehe Forstpolizeigesetz Art. 31,32).

Der Bund gewährt den Forstbetrieben zudem staatliche Beiträge und Subventionen für Verbauungen[3)] und Aufforstungen, für Waldzusammenlegungen und für Wegebauten. Durch die Finanzierung von Waldzusammenlegungen und Wegebauten als Strukturverbesserungsmassnahmen kann die Voraussetzung einer intensiven Waldpflege und Holznutzung geschaffen werden. Dies erst ermöglicht es den betreffenden Wäldern, ihre Funktionen (vorab die Schutzfunktion) optimal zu erfüllen.

Am 21.3.1969 wurde ein Bundesgesetz über Investitionskredite für das Berggebiet erlassen, welches am 1.6.1970 in Kraft trat. Dieses Gesetz dient auch der Förderung der Forstwirtschaft im unwegsamen und schwer zugänglichen Berggebiet. Es ermöglicht dem finanziell meist schwachen Waldbesitzer im Berggebiet, einen Investitionskredit für den durch die Bundes- und Kantonsbeiträge noch nicht gedeckten Restbetrag zu erhalten.

---

1) Vgl. Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 124-144

2) Art. 24, Abs. 1 der Bundesverfassung lautet: "Der Bund hat das Recht der Oberaufsicht über die Wasserbau- und Forstpolizei."

3) Die staatlichen Subventionen für Verbauungen gegen Lawinen und Steinschlag sind im strengen Sinne keine forstwirtschaftlichen Subventionen, sondern vielmehr Subventionen infrastruktureller Art. Sie erscheinen in vielen Statistiken hingegen häufig unter Subventionen für die Forstwirtschaft.

Neben der Bundesgesetzgebung hat zusätzlich noch jeder Kanton eine eigene, für ihn charakteristische Forstgesetzgebung. Der Kanton muss allerdings bei seiner Gesetzgebung die Grundsätze und Richtlinien der Bundesgesetzgebung befolgen.

Der Bund besitzt in normalen Zeiten keine Möglichkeiten, die Holzpreise zum Zwecke der Einkommenssicherung der Waldbesitzer künstlich hochzuhalten. Es gibt keine verfassungsmässigen Grundlagen zur Festsetzung von sog. einkommensbildenden Preisen wie in der Landwirtschaft. Eine solche künstliche Hochhaltung der Holzpreise würde sich zudem für die schweizerische Forst- und Holzwirtschaft nachteilig auswirken, geht doch in diesem Falle ihre internationale Konkurrenzfähigkeit ganz verloren. Denn Holz ist ein Industrieprodukt, das nach dem Beitritt der Schweiz zur EFTA und später zur industriellen Freihandelszone und der damit verbundenen Oeffnung der Grenzen der internationalen Konkurrenz vollkommen ausgesetzt ist.

Eine rein theoretische Alternative, die genauer untersucht werden müsste, bestünde darin, den Waldbesitzer für seine Arbeit im Walde direkt durch den Bund oder durch den Kanton zu entlohnen.[1)] Dazu würden sich zwei Lösungswege anbieten: Erstens könnte der Staat das geschlagene Holz zu einem von ihm festgelegten Preis übernehmen und selbst zum Marktpreis wieder absetzen. Zweitens könnte er die Waldbesitzer mit einem pauschalen Betrag pro Hektar Waldfläche entlohnen. In diesem Falle müsste für jeden Waldeigentümer zusätzlich eine minimale Bewirtschaftungspflicht eingeführt werden. Bei der zweiten Lösungsmöglichkeit würde der Waldbesitzer jedoch vom freien Erwerbstätigen zum Staatsangestellten umfunktioniert.

Der Bund hat aber gemäss Wirtschaftsartikel 31^{bis} der Bundesverfassung die Möglichkeit, Massnahmen zur Förderung der Forst- und Holzwirtschaft zu treffen, wenn diese in ihrer Existenzgrundlage gefährdet sind. Davon wurde erstmals 1967 Gebrauch gemacht. Als Folge der Schadholzanfälle im Februar und März 1967 fasste die Bundesversammlung zwei befristete dringliche Bundesbeschlüsse, die der Absatzförderung des Sturmholzes dienen sollten (Exportförderungsmassnahmen!).[2)]

[1)] Vgl. Kleinewefers, H.: Wirtschaftspolitische Konzeption und Umweltproblematik: Das Beispiel der Agrarpolitik; in Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 108. Jg. Nr. 3, 1972; S. 283-328.

[2)] Darauf wird im nächsten Kapitel noch näher einzugehen sein.

2.3. Die Holzwirtschaft

2.3.1. Die Strukturierung des schweizerischen Holzmarktes

Holz ist kein einheitlicher, standardisierbarer Rohstoff. In seinem Auftreten ist das geschlagene Holz ausserordentlich vielgestaltig. Es wird in der forstwirtschaftlichen Praxis deshalb zwischen mehreren Holzsortimenten unterschieden, die wiederum in verschiedenen Qualitäten auf dem Markt erscheinen. Die Uebergänge von einem Sortiment zu einem andern sind zudem meist fliessend und können nicht exakt voneinander differenziert werden. Die Abgrenzung der einzelnen Sortimente und deren Qualitätsanforderungen sind innerhalb der Schweiz sogar von Region zu Region verschieden. Noch schwieriger ist die Vergleichbarkeit der einzelnen Holzsortimente über die Landesgrenzen hinaus.

Im Laufe der Geschichte war die Art der Holzverwendung starken Wandlungen unterworfen. Vor hundert Jahren war der Rohstoff Holz noch zu einem wesentlich grösseren Teil Energieträger und Wärmespender (Brennholz). Heute ist die Bedeutung des Brennholzes in den industrialisierten Ländern stark in den Hintergrund getreten. Dafür gewann Holz als Rohstoff für die industrielle Weiterverarbeitung immer mehr an Gewicht.

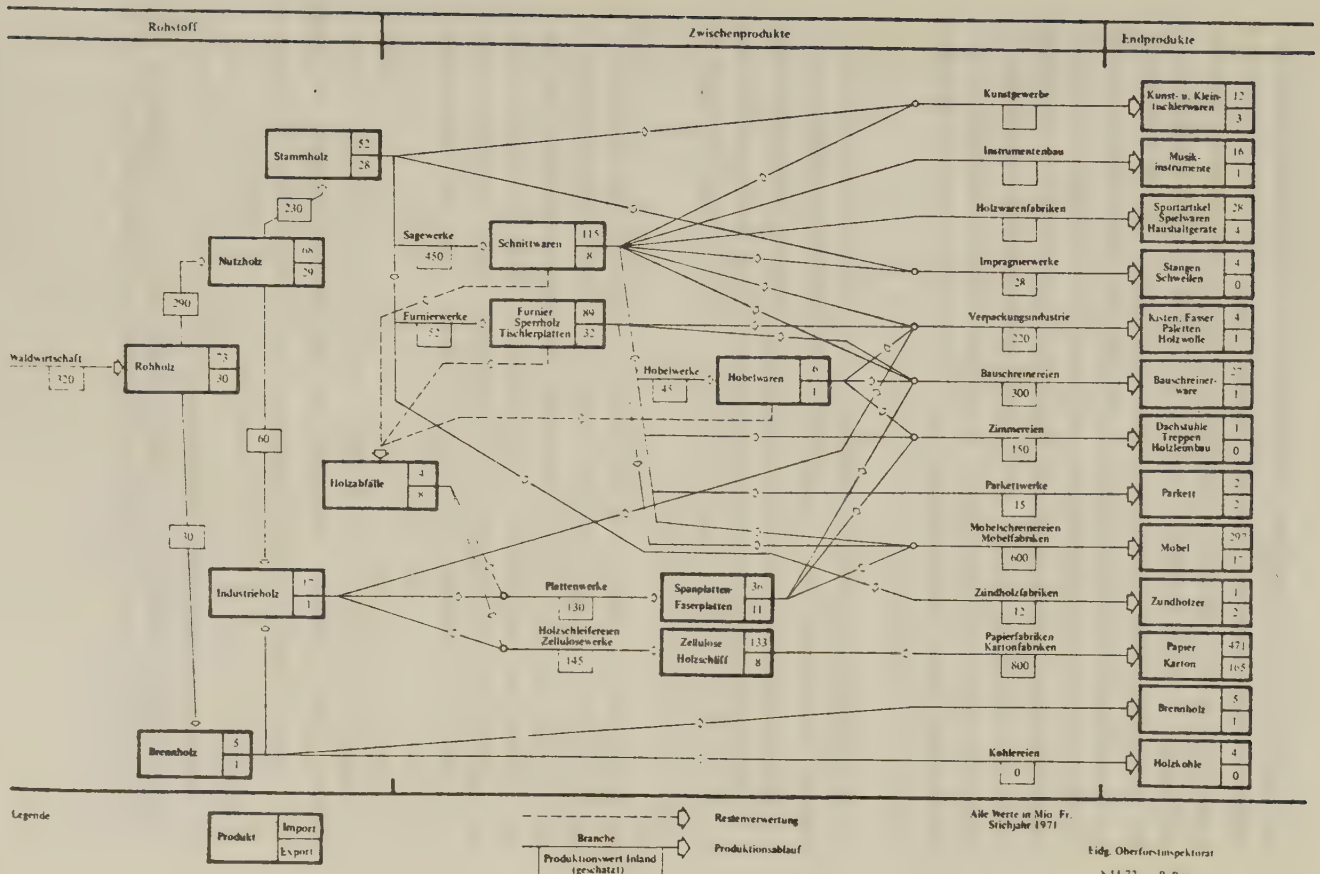
Abbildung 1 (Seite 37) gibt einen ersten kurzen Einblick in die gegenwärtige Komplexität des schweizerischen Holzmarktes. Es wird sofort ersichtlich, dass das aus dem Walde gewonnene Rohholz das Ausgangsmaterial für eine Vielzahl von Zwischen- und Endprodukten darstellt.

Das Rohholz, das von den Waldeigentümern auf den Markt gebracht wird, hatte im Jahre 1971 einen Produktionswert von ca. 320 Mio. Franken (vgl. Abbildung 1). Zweckmässigerweise wird diese Rohholzmenge in das sog. Nutzholz und in Brennholz aufgegliedert. Das Nutzholz - darunter wird Holz verstanden, das in den holzverarbeitenden Industrien veredelt werden kann - wird seinerseits wieder in Stammholz und in Industrieholz unterteilt.

Für die folgende empirische Untersuchung sind v.a. die beiden Sortimente Stammholz und Industrieholz von Interesse. Unter Stammholz oder Stammrundholz versteht man - wie der Name bereits vermuten lässt - die eigentlichen Baumstämme im Gegensatz zum Industrieholz, das sich eher aus Schwachholzsortimenten zusammensetzt. Das Stammholz ist das wertvollste Holzsortiment.

Das Holz und seine wichtigsten Endprodukte

Abb. 1



Das Stammholz wird hauptsächlich in den Sägereien zu Schnittwaren weiterverarbeitet. Ein geringerer Teil gelangt zur Veredelung in die Furnierwerke. Die Schnittwaren aus den Sägereien - vorwiegend handelt es sich dabei um Bretter und Kantholz - kommen direkt oder über die Hobelwerke zu den Endverbrauchern, von denen den Bauschreinereien, der Verpackungsindustrie und den Zimmereien das grösste Gewicht zufällt. Die Furniere finden zum grössten Teil in der Möbelindustrie Verwendung oder werden zu Sperrholz oder Tischlerplatten weiterverarbeitet. Nur ein geringer Teil der Schnittwaren gelangt in die Imprägnierwerke, in denen auch qualitativ gutes Stammrundholz direkt zur Herstellung von imprägnierten Leitungsmasten bezogen wird, in die Parkettwerke, in Holzwarenfabriken zur Herstellung von Sportartikeln, Spielwaren und Haushaltgeräten sowie ins Kunstgewerbe und in den Instrumentenbau.

Das Industrieholz kann etwa wie folgt umschrieben werden: "Industrieholz ist Rohholz, das mechanisch oder chemisch zerkleinert oder aufgeschlossen wird und Verwendung findet für die Herstellung von Holzschliff, Zellulose, Spanplatten, Faserplatten, weiteren holzhaltigen Platten, Holzwolle und anderen industriellen Produkten."[1] Beim Industrieholz handelt es sich, wie schon erwähnt, eher um Schwachholzsortimente.

Das Industrieholz, ergänzt durch Holzabfälle aus den Sägereien und aus den Furnierwerken[2], gelangt als Rohstoff in die Span- und Faserplattenindustrie sowie in die Papier- und Zellstoffindustrie. Die Span- und Faserplatten finden als Zwischenprodukt schliesslich Verwendung in den Bauschreinereien, Zimmereien und in der Möbelindustrie. Sie ergänzen in diesen Wirtschaftsbereichen teilweise das Schnittholz, teilweise bilden sie aber auch Substitute dazu.

An dieser Stelle bleibt noch zu erwähnen, dass Brennholz und Industrieholz innerhalb gewisser Grenzen Substitute sind - und zwar in dem Sinne, dass Brennholz, das als Energierohstoff keinen Absatz mehr findet, häufig als industrieller Rohstoff in die industrieholzverarbeitenden Betriebe gelangt.

---

[1] Zitiert aus: Schweizerischer Forstkalender 1977; S. 263

[2] Man spricht in diesem Falle von sog. Restholz, worunter v.a. Schwarten und Spreissel, aber auch Hackschnitzel und Sägemehl verstanden wird.

Diese Ausführungen und Analysen über die Holzmarktstruktur zeigen deutlich, dass unter den verschiedenen rohholzverarbeitenden Industrien eine nicht unbedeutende Einkaufskonkurrenz besteht. Dies folgt aus der schon bekannten Tatsache, dass das Holz in seiner Verwendung als Rohprodukt äusserst vielseitig ist. Je nach Marktsituation (Preisrelationen) wird von Seiten der Waldbesitzer entschieden, ob schwache Stammholzsortimente (Stammholz mit geringem Durchmesser) als industrieller Rohstoff in die Sägereien oder in die industrieholzverarbeitenden Betriebe der Span- und Faserplattenindustrie bzw. der Papier- und Zellstoffindustrie gelangen sollen. Dieses Problem der Substitutionsbeziehung zwischen Stammholz und Industrieholz wird in den folgenden Kapiteln noch ausführlicher diskutiert werden.

2.3.2. Die Entwicklung der drei Holzsortimente Stammholz, Industrieholz und Brennholz in den letzten 25 Jahren

Tabelle 5 zeigt die Entwicklung der Holzsortimente Stammholz, Industrieholz und Brennholz für den Jahresdurchschnitt 1955/59, 1960/64, 1965/69 sowie für die Jahre 1970 und 1976:

Tabelle 5: Entwicklung der Sortimentsanteile

Jahresdurchschnitt	Stammholz	Industrieholz	Brennholz
1955 - 1959	53%	9%	38%
1960 - 1964	55%	14%	31%
1965 - 1969	57%	18%	25%
1970	62%	20%	18%
1976	63%	21%	16%

Quelle: - Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 67 und
- Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft; 1976, Tab. 4; S. 35

Bemerkenswert ist in erster Linie die Tatsache, dass das Brennholz in den letzten Jahren stark an Bedeutung eingebüsst hat. Sein Anteil an der gesamten Rohholzmenge fiel von 38% im Jahresdurchschnitt 1955-1959 auf 16% im Jahre

1976. Es ist sogar wahrscheinlich, dass von diesen 16% Brennholz noch ein Teil auf Umwegen der industriellen Verwertung v.a. in der Span- und Faserplattenindustrie zugeführt wird. Der Brennholzanteil dürfte 1976 somit eher überschätzt worden sein. Nach Ansicht des Bundesamtes für Forstwesen (früher Eidgenössisches Oberforstinspektorat) ist in naher Zukunft jedoch mit einer weitgehenden Stabilisierung des Brennholzanteils zu rechnen.

Das Brennholz, einst wichtigster Energieträger, wurde in den letzten Jahrzehnten in allen industrialisierten Ländern immer stärker von Substituten verdrängt, die billiger hergestellt werden können und von ihrer Verwendung her wesentlich günstiger sind. Solche Substitute sind v.a. Kohle, Elektrizität, Erdgas und Erdöl.

Es ist jedoch nicht auszuschliessen, dass das Brennholz bei zunehmender Verknappung und Verteuerung der übrigen Rohstoffe und Energielieferanten in ferner Zukunft wieder vermehrt an Bedeutung gewinnen könnte. Denn das Brennholz ist ein Rohstoff, der nie versiegt und der von der Natur ständig neu produziert wird, solange die Wälder bestehen bleiben. Zu beachten ist hingegen, dass die Verwendungsmöglichkeiten dieses Holzsortiments in den letzten Jahren stark angestiegen sind, sodass die relative Preisentwicklung in den einzelnen Verwendungsbereichen einen entscheidenden Einfluss ausübt, in welche Wirtschaftssektoren dieses Holzsortiment schliesslich gelangen wird.[1)]

Der Stammholzanteil ist von 1955/59 bis 1976 im Laufe der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung kontinuierlich angestiegen. Einen bemerkenswert hohen Anstieg verzeichnete das Industrieholz. Sein Anteil hat sich seit 1955 mehr als verdoppelt. Dies ist auf das hohe Wachstum der Papier- und Zellstoffindustrie sowie v.a. auf den gewaltigen Aufschwung der Span- und Faserplattenindustrie zurückzuführen. Vor 1950 war die Bedeutung des Industrieholzes noch recht gering.[2)]

---

1) Wie im nächsten Kapitel festgestellt wird, stehen Brennholz und Industrieholz in enger Substitutionsbeziehung zueinander.

2) Als Vergleich zu diesen Angaben sei festgehalten, dass im Jahre 1971 von der gesamten Weltnutzung 47% auf Brennholz, 32% auf Stammholz und 21% auf anderes Nutzholz, vorab Industrieholz, fielen. Daraus kann geschlossen werden, dass das Brennholz in den weniger entwickelten Volkswirtschaften noch immer der bedeutendste und billigste Energieträger ist.

Schliesslich wird noch der Anteil der Holzarten Nadel- und Laubholz an den einzelnen Holzsortimenten für die Jahre 1970 (Tabelle 6) und 1976 (Tabelle 7) betrachtet.

Tabelle 6: Holzarten und Sortimentsanteile im Jahre 1970

	Nadelholz		Laubholz	
Stammholz	2,16 Mio m^3	89%	0,26 Mio m^3	11%
Industrieholz	0,52 Mio m^3	66%	0,27 Mio m^3	34%
Brennholz	0,26 Mio m^3	37%	0,45 Mio m^3	63%
Total	2,94 Mio m^3	75%	0,98 Mio m^3	25%

Quelle: Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 67

Aus Tabelle 6 wird ersichtlich, dass 1970 genau 3/4 der gesamten Nutzung auf Nadelholz entfällt.[1] Relativ gering mit nur 11% ist der Anteil des Laubholzes am Stammrundholz. Dafür sind 63% des gesamten Brennholzes Laubhölzer. Diese Anteile haben sich bis heute nur sehr gering verschoben, wie in Tabelle 7 bestätigt wird.

Tabelle 7: Holzarten und Sortimentsanteile im Jahre 1976

	Nadelholz		Laubholz	
Stammholz	1,74 Mio m^3	85%	0,32 Mio m^3	15%
Industrieholz	0,46 Mio m^3	66%	0,24 Mio m^3	34%
Brennholz	0,15 Mio m^3	28%	0,39 Mio m^3	72%
Total	2,35 Mio m^3	71%	0,95 Mio m^3	29%

Quelle: Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft; 1976, Tab. 4, S. 35

---

[1] Pro memoria: Der Anteil der Nadelwälder am gesamten Schweizer Wald beträgt ca. 80%; etwa 20% sind Laubwälder.

Aus Tabelle 7 geht hervor, dass sich der Laubholzanteil gegenüber 1970 leicht erhöht hat. Dies ist v.a. auf den erhöhten Anteil von Laubstammholz zurückzuführen. Doch ist festzuhalten, dass auch der Laubholzanteil beim Brennholz, dem quantitativ allerdings keine grosse Bedeutung beigemessen werden kann, nicht unwesentlich angestiegen ist.

2.3.3. Die Entwicklung der holzverarbeitenden Industrien und ihre heutige Bedeutung

In der holzverarbeitenden Industrie, sowohl in den Sägereien wie auch in der übrigen holzverarbeitenden Industrie, haben sich in den letzten 20 Jahren teilweise beträchtliche Strukturänderungen vollzogen. Trotz verstärkter Holzverarbeitung hat die Anzahl der Betriebe, v.a. der kleineren Betriebseinheiten, kontinuierlich abgenommen. Eine Tendenz zu weniger, dafür umso grösseren Betrieben war unverkennbar. Dieser Strukturwandel zu weniger, jedoch grösseren Betriebseinheiten hat sich bemerkenswerterweise ohne jede direkte staatliche Einflussnahme vollzogen. Damit blieb die Konkurrenzfähigkeit der schweizerischen Holzindustrie gegenüber der ausländischen Konkurrenz gewahrt.

a) Die Sägereiindustrie

Die Sägereien gelten insgesamt als grösste Holzverbraucher in der Schweiz. Nicht weniger als 63% der gesamten Nutzholzmenge werden in der Sägereiindustrie zu Schnittholz verarbeitet. Vom gesamten Einschnitt entfallen dabei etwa 85% auf Nadelholz, das sich zum grössten Teil aus Fichte/Tanne zusammensetzt. Der Laubholzanteil bleibt sehr gering.

Trotz der bereits erwähnten Tendenz zu weniger, dafür umso grösseren Betriebseinheiten gibt es in der Sägereiindustrie noch immer eine ganze Anzahl von selbständigen kleineren Betrieben. 1959 betrug die Anzahl der Sägereien noch 2720 Betriebe. Diese Anzahl reduzierte sich bis 1971 auf 1601 Betriebe, die durchschnittlich eine wesentlich grössere Stammholzmenge einschnitten.

Auf die übrige stammholzverarbeitende Industrie wie Furnierwerke, Zündholz- und Spankorbfabriken braucht nicht näher eingegangen zu werden. Ihr fällt nur ein relativ geringes Gewicht zu, verarbeitet sie doch lediglich etwa 6% der gesamten Stammholzmenge, wovon zum grössten Teil Laubhölzer.

b) Die Papier- und Zellstoffindustrie

Die Papier- und Zellstoffindustrie verarbeitet heute rund 20% der gesamten Nutzholzmenge, wobei dieser Anteil im Laufe der letzten 20 Jahre kontinuierlich angewachsen ist. Daraus wird deutlich, dass es sich bei der Papier- und Zellstoffindustrie um eine typische Wachstumsindustrie handelt.

Das Holz findet in der Papierherstellung auf zwei Arten Verwendung, nämlich als Zellulose und als Holzschliff. Bei der Zellulose wird durch einen chemischen Prozess das Lignin ganz oder teilweise herausgelöst, sodass fast ausschliesslich Zellulosefasern zurückbleiben.[1] Es bleibt noch zu erwähnen, dass in der Schweiz nur Sulfitzellulose hergestellt wird. Sulfatzellulose muss importiert werden, obwohl zu deren Herstellung in der Schweiz geeignete Holzsortimente zur Verfügung stehen würden.

Holzschliff hingegen ist mechanisch bearbeitetes Holz, das in den Holzschleifereien, die fast ausschliesslich den Papierfabriken vorgelagert sind, an Schleifsteinen oder in sog. "Refinern" zerfasert wird.

Für die Zelluloseherstellung wurden 1976 etwa 47,3% Nadelindustrieholz und 17,5% Laubindustrieholz verwendet. Der Rest von ca. 35,2% entfiel auf die Verarbeitung von Restholz (Schwarten und Spreissel).[2] Insgesamt benötigte die Zelluloseindustrie 1976 ungefähr 338'000 m^3 Industrieholz. Damit wurde der Verbrauch der Holzschleifereien von 371'000 m^3 nicht mehr erreicht (1971 betrug der Industrieholzverbrauch der Zelluloseindustrie noch 397'000 m^3, im Gegensatz zum Verbrauch der Holzschleifereien von 355'000 m^3).

Die Herstellung von Holzschliff geschah im Jahre 1976 zu über 90% aus Nadelindustrieholz; der Laubindustrieholzanteil betrug nur knapp 2% und der Anteil von Restholz (Schwarten, Spreissel und Hackschnitzel) ca. 8%.

Es fällt auf, dass die Papier- und Zellstoffindustrie dank technologischen Fortschritten in den letzten Jahren vermehrt dazu übergegangen ist, neben Nadelindustrieholz auch das eher kurzfaserige Laubindustrieholz sowie Resthölzer aus den Sägereien und den Furnierwerken zu verarbeiten.

---

[1] Vgl. Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 198

[2] Der Anteil des Restholzverbrauchs am gesamten Industrieholzverbrauch in der Zelluloseindustrie ist als Folge der günstigen Preisrelation von Restholz zu Waldindustrieholz weiterhin stark ansteigend.

Im Gegensatz zur Sägereiindustrie, wo viele kleinere Betriebe anzutreffen sind, gibt es in der Papier- und Zellstoffindustrie nur relativ wenige Firmen, die Holz zur Herstellung von Zellulose und Holzschliff verwenden. Dabei ist die Zellulosefabrik Attisholz der mit Abstand grösste einzelne Holzverbraucher der Schweiz.

c) Die Span- und Faserplattenindustrie

Einen gewaltigen Aufschwung in den letzten 20 Jahren erlebte die Span- und Faserplattenindustrie. Obwohl von der gesamten Nutzholzmenge nur etwa 15% veredelt werden, darf nicht vergessen werden, dass sich dieser relativ junge Industriezweig erst seit Mitte der 50-er Jahre zu entwickeln begann. Seit 1955 ist beispielsweise die Spanplattenproduktion um das Dreizehnfache angestiegen. Ihre Entwicklungsgeschwindigkeit kann etwa mit derjenigen der Kunststoffindustrie als einer ausgesprochenen Wachstumsindustrie verglichen werden.

Bei der Produktion von Holzwerkstoffen[1] entfielen 1976 gegen 90% auf Spanplatten, etwa 7,5% auf Faserplatten und der Rest auf Sperrholz und Tischlerplatten.[2]

Die Herstellung von Spanplatten basiert zu je ungefähr einem Drittel auf Nadelindustrieholz, auf Laubindustrieholz und auf Restholz, wobei auch Sägemehl in grösseren Mengen verbraucht wird. Die Spanplattenindustrie verarbeitet dabei in zunehmendem Umfange Holz, das in der Papier- und Zellstoffindustrie aus Qualitätsgründen keine Verwendung findet sowie Brennholz, das zu den bestehenden Preisen auf keine Nachfrage mehr stösst. Sie ist ferner ein wichtiger Verbraucher von Restholz, das in den Sägereien bei der Schnittholzerzeugung anfällt.

Die Herstellung von Faserplatten, der eine wesentlich geringere Bedeutung als der Spanplattenproduktion zukommt, beruht zum weitaus grössten Teil auf

---

[1] Unter Holzwerkstoffen versteht man die Zusammenfassung von Faserplatten, Spanplatten sowie Sperrholz und Tischlerplatten.

[2] Vgl. Fussnote 1), S. 45

der Verwertung von Restholz (über 90%). Nur ca. 2% Nadelindustrieholz und etwa 7% Laubindustrieholz gelangen in die Faserplattenindustrie.[1)]

Die Betriebsgrössenstruktur ist bei der Span- und Faserplattenindustrie ähnlich gelagert wie bei der Papier- und Zellstoffindustrie. Es existieren heute nur noch 11 Span- und Faserplattenfabriken, die allerdings eine beträchtliche Nutzholzmenge veredeln.

2.3.4. Der Aussenhandel der Schweiz mit Holz

Der Aussenhandel der Schweiz mit Holz und Holzprodukten ist äusserst umfangreich. Bei einer genauen Analyse des Holzaustausches zwischen der Schweiz und der übrigen Welt dürfen aber nicht nur die Aussenhandelsbeziehungen der drei Rohholzsortimente Stammholz, Industrieholz und Brennholz betrachtet werden, die Importe und Exporte von be- und verarbeitetem Holz müssen ebenso in die Betrachtung miteinbezogen werden. Darunter fallen v.a. die im Laufe der Wirtschaftsentwicklung stark zunehmenden Importe von Schnittholz sowie von Papier, Zellstoff und Platten ins Gewicht.

Damit der Aussenhandel mit Holz auch zahlenmässig ausgedrückt werden kann, müssen die be- und verarbeiteten Holzprodukte in sog. Rohholzäquivalente umgerechnet werden. Es ist dabei zu untersuchen, wieviele Kubikmeter Rohholz für die Herstellung der betreffenden Holzprodukte verbraucht werden. Auf diese Weise lässt sich die Auslandabhängigkeit der Schweiz im Holzsektor für jedes Jahr ziemlich exakt bestimmen.

[1)] 1976 wurden in der Schweiz 591'000 m^3 Holzwerkstoffe produziert. Auf die einzelnen Zwischenprodukte entfielen folgende Mengen:

Spanplatten	527'000 m^3	89,2%
Faserplatten	44'000 m^3	7,4%
Sperrholz und Tischlerplatten	20'000 m^3	3,4%
Total	591'000 m^3	100,0%

Für den Durchschnitt der Jahre 1970/72 ist bei einem Verbrauch von 6,9 Mio m^3 Rohholzäquivalenten und einer inländischen Holznutzung von etwa 3,9 Mio m^3 ein Selbstversorgungsgrad der Schweiz mit Holz von ca. 57% berechnet worden. Davon sind noch etwa 6% exportiert worden, sodass festgehalten werden kann, dass sich die Schweiz in den drei Jahren 1970/71/72 zu nur rund der Hälfte mit eigenem Holz versorgen konnte. Die andere Hälfte des schweizerischen Holzbedarfs musste in Form von Rohholz, Schnittholz und Endprodukten importiert werden.[1)]

Als Folge der internationalen Arbeitsteilung hat sich die Schweiz somit auch auf dem Holz- und Holzproduktemarkt weit von einer Autarkie entfernt. Sie zeigt eine starke Auslandsverflechtung, die sich seit 1967 (EFTA-Abkommen, Wegfall des Zollschutzes) noch verstärkt hat. Diese Tendenz dürfte sich auch in Zukunft kaum abschwächen. In Zeiten gestörter Handelsbeziehungen, wie in Kriegs- und sonstigen Notzeiten, kann sich diese starke Auslandabhängigkeit äusserst ungünstig auswirken und für die Holzindustrie schwer voraussehbare Folgen heraufbeschwören.

Verbunden mit dieser starken internationalen Verflechtung auf dem Holz- und Holzproduktemarkt ist eine Nivellierung der Rohholzpreise in den verschiedenen Ländern. Dies trifft v.a. auf diejenigen Länder zu, die der Freihandelszone angehören. Eine regionale Unterversorgung von Rohholz bei lokal hohen Preisen führt relativ schnell zu einem Versorgungsausgleich durch verstärkte Importe und damit zu einem Preisdruck (Preisnivellierung) auf die regionalen bzw. lokalen Preise.

Auf die Entwicklung des Aussenhandels der beiden wichtigsten Rohholzsortimente Stammholz und Industrieholz wird im nächsten Kapitel näher eingegangen.

2.3.5. Marktformen und Preisbildungen auf dem schweizerischen Rohholzmarkt

Stamm- und Industrieholzmarkt sind in ihrer Struktur und in ihrem Wesen zwei ganz unterschiedlich konstituierte Märkte. Es ist deshalb unbedingt notwendig, die beiden Märkte getrennt voneinander zu betrachten.

[1)] Vgl. dazu Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 169 f.

In diesem Abschnitt sollen die Marktformen dieser beiden wichtigsten Rohholzmärkte kurz gestreift sowie über die Marktpartner und über die Preisbildungen auf den beiden Märkten einige Worte verloren werden.

a) Der Stammholzmarkt

a. 1) Die Marktform auf dem Stammholzmarkt

Auf dem Markt für Stammrundholz treffen sich viele öffentliche und private Waldbesitzer, die einzeln teilweise nur sehr wenig Holz anbieten können, mit vielen kleinen Sägereibetrieben. Es scheint somit der typische Fall einer atomistischen Angebots- und Nachfragestruktur vorzuliegen.[1)]

Trotz dieser atomistischen Angebots- und Nachfragestruktur ist die Praxis weit von einer vollständigen Konkurrenz im Sinne der mikroökonomischen Modelltheorie entfernt. Denn es kann erst dann von vollständiger Konkurrenz gesprochen werden, wenn mehrere Kriterien erfüllt sind.

Als erstes muss der freie Marktzutritt für jedes Wirtschaftssubjekt gewährleistet sein, d.h. jedes Wirtschaftssubjekt muss die Möglichkeit haben, dem Markt als Anbieter oder Nachfrager beizutreten bzw. ihn zu verlassen. Dieses Kriterium ist nachfrageseitig voll erfüllt. Auf der Anbieterseite jedoch ist der freie Marktzutritt als Folge der spezifischen Besonderheiten der forstwirtschaftlichen Produktion nur demjenigen Wirtschaftssubjekt möglich, das auch über entsprechende Waldflächen verfügt. Weil sich die Waldfläche aber nicht beliebig ausdehnen lässt, können Neuzutritte auf der Anbieterseite üblicherweise nur durch Abgänge kompensiert werden. Diese Marktkonstellation versetzt die Anbieter bei günstiger Marktlage (hohe Nachfrage nach Holz) in eine stärkere Marktstellung.

Das zweite Kriterium verlangt die Nichtexistenz von Präferenzen und zwar sowohl von Präferenzen räumlicher, personeller und sachlicher Art. Das Güterangebot muss vollkommen homogen sein. In der Praxis - in der Wald- und Holz-

---

[1)] Durch die Schaffung von Verbänden auf beiden Marktseiten (Schweizerischer Waldwirtschaftsverband, Association Forestière Vaudoise, SELVA usw. auf der Anbieterseite und Schweizerischer Holzindustrieverband, Offibois NE, Unibois VD usw. auf der Nachfrageseite) wurde jedoch eine verstärkte Konzentration der vielen kleinen Anbieter und Nachfrager angestrebt (Monopolisierungsversuche).

wirtschaft ebenso wie in allen anderen Wirtschaftssektoren - wird dieses Kriterium nie ganz erfüllt sein. Die Homogenität des Güterangebots auf dem schweizerischen Stammholzmarkt kann zwar noch als einigermassen verwirklicht betrachtet werden, obwohl jeder Baum in seinem Wachstum und in seiner Qualität wieder verschieden ist. Es kann jedoch in der Regel nicht behauptet werden, Waldbesitzer A liefere qualitativ bessere Rundhölzer als Waldbesitzer B, wenn beide Waldeigentümer über ähnliche Bodenverhältnisse und eine ähnliche geographische Lage verfügen. Im Durchschnitt aller Waldeigentümer ist das Rundholzangebot mehr oder weniger homogen. Jeder Nachfrager dürfte es aber als vorteilhaft erachten, sein Rundholz in benachbarten Forstbetrieben zu beziehen, als grosse Transportkosten und andere Unannehmlichkeiten auf sich zu nehmen und das Holz in grösserer Entfernung zu kaufen (räumliche Präferenzen). Ebenso bestehen in der Praxis persönliche Beziehungen zwischen Anbieter und Nachfrager, sei es aufgrund von einmal angeknüpften Geschäftsbeziehungen oder aus anderen persönlichen Bindungen (personelle Präferenzen).

Auch das dritte Kriterium, die Markttransparenz und das damit verbundene Prinzip der Preisunterschiedslosigkeit innerhalb einer Volkswirtschaft, ist auf dem Holzmarkt nicht erfüllt.[1)] Die vielen kleinen Anbieter und Nachfrager sind nicht in der Lage, die Marktverhältnisse ganz zu überblicken und sich Informationen über die Preisverhältnisse zu verschaffen. Diese fehlende Markttransparenz führt zu vielen regionalen Teilmärkten mit unterschiedlichen Preisen.

Abschliessend kann als Schlussfolgerung wiederholt werden, dass trotz einer atomistischen oder polypolistischen Angebots- und Nachfragestruktur der Idealfall der vollständigen Konkurrenz beim Nadelstammholzmarkt bei weitem nicht erreicht wird und auch nie erreicht werden kann.

---

1) Durch die Existenz der Verbände lässt sich die Markttransparenz jedoch stark verbessern (Publikation der regionalen Preise, Vereinbarungen und Empfehlungen der Verbände).

a.2) Die Marktpartner auf dem Stammholzmarkt[1)]

Wie bereits erwähnt, stehen sich auf dem Stammholzmarkt auf der einen Seite die Waldbesitzer als Anbieter und auf der andern Seite in erster Linie die Sägereien als Nachfrager gegenüber.

Die Waldbesitzer sind organisiert im Schweizerischen Verband für Waldwirtschaft (SWV), der die Rechtsform eines Vereins angenommen hat. Dem Schweizerischen Waldwirtschaftsverband gehören v.a. kantonale und regionale Waldbesitzerverbände sowie öffentliche und private Waldeigentümer an. Die Mitglieder des SWV bringen ca. 80% der inländischen Stammholzproduktion auf den Markt.

Auf der Nachfrageseite sind die meisten Sägereien im Schweizerischen Holzindustrieverband (SHIV) in der Rechtsform einer Genossenschaft vereinigt, der als wichtigster Verband der stammholzverarbeitenden Industrie gilt. Der SHIV unterscheidet v.a. drei Mitgliederkategorien, nämlich kantonale und regionale Organisationen von verwandten Berufszweigen sowie Fachverbände mit gleichen Interessen. Etwa 80% aller Sägereien sind Mitglieder des SHIV.

Diese beiden Hauptverbände - der Schweizerische Waldwirtschaftsverband (SWV) und der Schweizerische Holzindustrieverband (SHIV) - sind nur lose Organisationen mit einem relativ geringen Einfluss auf ihre Mitglieder. Der Holzindustrieverband als Genossenschaft mit wirtschaftlichem Zweck hat allerdings die Möglichkeit, sich stärker zu organisieren als der Waldwirtschaftsverband, dessen Zweck rechtlich gesehen in erster Linie ideeller Art ist.

a.3) Die Preisbildung auf dem Stammholzmarkt

Die Preisbildung auf dem schweizerischen Stammholzmarkt wird im Rahmen der sog. Rundholzpreisvereinbarungen alljährlich von der paritätischen Holzfachkommission vorgeschlagen. Dieser paritätischen Holzfachkommission, die unter der Leitung des Bundesamtes für Forstwesen steht, gehören Vertreter der Wald-

---

1) Vgl. dazu: - Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 187 f. und - Semadeni, A.: Analyse der Vereinbarungen über den Fichten/Tannen-Sägerundholzmarkt seit deren Bestehen; Diplomarbeit, Zürich, 1970; S. 5 ff.

eigentümer (Schweizerischer Waldwirtschaftsverband, Schweizerischer Bauernverband) und der Holzkäufer (Schweizerischer Holzindustrieverband, Schweizerischer Berufsholzhändlerverband, Verband Schweizerischer Hobelwerke) an.

Diese Markterklärungen der schweizerischen Hauptverbände der Wald- und Holzwirtschaft, deren Hauptgewicht auf Preisempfehlungen beruht, entstanden aus dem Bedürfnis sowohl der Anbieter als auch der Nachfrager nach einer besseren Orientierung über die jeweilige Marktsituation. Die jährlichen Rundholzpreisvereinbarungen beinhalten dabei Richtpreise mit einem bestimmten Preisrahmen ähnlich der Fleischpreise im Agrarsektor. Diese Richtpreise garantieren jedoch für die Waldbesitzer im Gegensatz zu den Fleischpreisen aus den bereits früher erwähnten Gründen keine einkommenssichernden Preise. Sie dienen lediglich der besseren Marktübersicht (Verbesserung der Markttransparenz) und sollen bei der Entscheidung für Verkäufe und Käufe eine Richtgrösse für die Marktpartner verkörpern. Ferner sollen sie eine zeitliche und räumliche Preisstabilisierung fördern, d.h. dass einerseits starke Preisschwankungen innerhalb eines Vereinbarungsjahres gedämpft werden und dass andererseits eine gewisse Preisnivellierung innerhalb verschiedener Regionen erfolgt.

Es ist zu betonen, dass es nicht das Ziel einer Rundholzpreisvereinbarung ist, den Preismechanismus, der in einer freien Marktwirtschaft Angebot und Nachfrage ausgleicht, auszuschalten und durch staatlich fixierte Preise zu ersetzen. Im Gegenteil - beide Marktpartner sind daran interessiert, einen über längere Zeit stabilen Preis, der sich aus Angebots- und Nachfragefaktoren im Gleichgewicht ergibt, als Datum akzeptieren zu können. Man ist also an der Kenntnis der reinen Marktpreise interessiert.

Diese Marktvereinbarungen, die man in der betriebswirtschaftlichen Terminologie etwa als "Preisabreden mit vertikaler Bindung"[1] bezeichnen könnte bringen jedoch für beide Marktseiten keine rechtlichen Verpflichtungen mit sich. Es sind also lediglich Preisempfehlungen, die nach Alder[2] während des Forstwirtschaftsjahres beruhigend, ordnend, ausgleichend und koordinierend wirken sollen.

---

[1] Vgl. Semadeni, A.: a.a.O.; S. 3

[2] Vgl. Alder, G.: Der Rohholzpreis am schweizerischen Fichten/Tannen-Stammholzmarkt; in: Der Rohholzpreis als Problem von Forst- und Holzwirtschaft; Forstliche Versuchsanstalt, München, 1972; S. 40

b) Der Industrieholzmarkt

b.1) Die Marktform auf dem Industrieholzmarkt

Auf dem Industrieholzmarkt stehen einander viele kleine Anbieter (öffentliche und private Waldbesitzer) und einige wenige Nachfrager mit grossem Bedarf gegenüber.[1] Die Nachfrager sind ausserdem noch sehr eng mit dem internationalen Markt verflochten. In der ökonomischen Theorie wird in diesem Falle - viele kleine Anbieter und wenige grosse Nachfrager - von einem Oligopson gesprochen.

Diese Marktform kann weiter konkretisiert werden, indem die Tatsache berücksichtigt wird, dass auch auf dem Industrieholzmarkt räumliche und personelle Präferenzen existieren. V.a. die Spanplattenwerke, die sich individuell mit Rohholz eindecken, beziehen das Waldindustrieholz vorzugsweise aus nahegelegenen Wäldern, um damit Transportkosten einsparen zu können (räumliche Präferenzen). In einem solchen Falle spricht man von einem heterogenen Oligopson im Gegensatz zum homogenen Oligopson beim Fehlen jeglicher Präferenzen.

Im Gegensatz zum Stammholzmarkt besitzt auf dem Industrieholzmarkt eindeutig die Nachfrageseite die grössere Marktmacht. Die wenigen industrieholzverarbeitenden Betriebe geniessen eine wesentlich bessere Marktübersicht als die vielen kleinen Anbieter und vermögen demzufolge auch einen stärkeren preisbestimmenden Einfluss auszuüben.

b.2) Die Marktpartner auf dem Industrieholzmarkt

Die Anbieterseite, auf deren Organisation bereits in Abschnitt a.2) hingewiesen wurde, trifft auf dem Industrieholzmarkt auf eine wesentlich kompaktere, besser organisierte Nachfrageseite als auf dem Stammholzmarkt. Die wenigen industrieholzverarbeitenden Zellstoff- und Papierfabriken sind zudem in zwei Holzeinkaufsgenossenschaften (HESPA und EIKA) zusammengeschlossen. Die HESPA, die Holzeinkaufsstelle Schweizerischer Papier- und Papierstoff-Fabrikanten,

---

[1] Auch hier ist wieder zu berücksichtigen, dass die meisten Waldbesitzer in verschiedenen Verbänden organisiert sind, womit eine Konzentration des Angebotes angestrebt wird. Die Nachfrager andererseits sind in zwei Holzeinkaufsgenossenschaften (HESPA und EIKA) bzw. im Verband Schweizerischer Spanplatten-Fabrikanten zusammengeschlossen. Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt b.2) S. 51 f.

wurde 1913 in Luzern gegründet. Der HESPA fällt die Aufgabe zu, den Holzeinkauf im Inland wie auch im Ausland für ihre Mitglieder zu tätigen und die Organisation der Lieferungen an die betreffenden Industrien durchzuführen. Sie "poolt" ferner den Preis des vermittelten Industrieholzes nach einem bestimmten Wertschlüssel, wobei Ankaufspreis, Transport- und Verwaltungskosten miteingeschlossen sind. Die HESPA übernimmt etwa 60% des gesamten schweizerischen Industrieholzes.

Nur etwas mehr als 5% des schweizerischen Industrieholzes wird von der EIKA, der Einkaufsstelle des Schutzverbandes Papierverbrauchender Industrien der Schweiz, übernommen. Der Rest entfällt auf die Span- und Faserplattenwerke, die den Holzeinkauf selbst besorgen. Allerdings sind auch die Span- und Faserplattenwerke organisiert, und zwar im Verband Schweizerischer Spanplatten-Fabrikanten.

Die Schweizerische Interessengemeinschaft Industrieholz (IG) in Birmensdorf/ZH wurde 1968 aus der Erkenntnis der Notwendigkeit einer verstärkten Zusammenarbeit zwischen Produzenten und Verbraucher von Industrieholz gegründet. Die IG ist ein Verein im Sinne von Art. 60 ZGB mit der Mitgliederversammlung als oberstem Organ. Als eine paritätische Institution gehören ihr Vertreter der Waldwirtschaft und der industrieholzverarbeitenden Betriebe an. Die Haupttätigkeit der IG beruht dabei auf der Rationalisierung der Bereitstellung, des Transports und der Verwendung des Industrieholzes. Die Interessengemeinschaft Industrieholz ist somit eine wichtige Koordinations- und Kooperationsstelle der beiden Marktpartner, die die anfallenden Probleme durch gemeinsame Studien und Aktionen zu lösen versucht.

b. 3) Die Preisbildung auf dem Industrieholzmarkt

Die Industrieholzpreise verschiedener Holzarten und Sortimente werden alljährlich von der paritätischen Industrieholzkommission unter Leitung des Bundesamtes für Forstwesen bestimmt. Dabei werden jedoch nicht Richtpreise mit einem Preisrahmen wie beim Stammholz, sondern Festpreise fixiert, zu denen das gelieferte Holz von den Abnehmern übernommen wird.

Diese Preisvereinbarungen und die damit angestrebten Preisstabilisierungen bezwecken auch auf dem Industrieholzmarkt eine Verbesserung der Markttransparenz und erlauben dem Verkäufer wie auch dem Käufer eine genauere Planung.

Es geht bei diesen Preisverhandlungen nicht etwa darum, den Preis als natürlichen Regulator von Angebot und Nachfrage zu eliminieren. Die Preise sollen nämlich nur dann geändert werden, wenn dies die Marktlage erfordert. Dabei kann die Ursache einer Preisänderung sowohl nachfrage- wie auch angebotsbedingt sein.

Die Tatsache, dass die Vereinbarungspreise von 1958-1966 konstant geblieben sind und auch in den übrigen Jahren nur sehr geringe Schwankungen gezeigt haben[1)], lässt den begründeten Verdacht aufkommen, dass das freie Spiel von Angebot und Nachfrage auf dem schweizerischen Industrieholzmarkt stark gestört worden ist. Diese Feststellung erschwert eine Regressionsanalyse bezüglich des Industrieholzmarktes nicht unwesentlich.

Bemerkenswert ist abschliessend noch die Tatsache, dass sich die Nachfrager nach Industrieholz trotz ihrer überlegenen Marktstellung zur Uebernahme des von den Waldbesitzern angebotenen Industrieholzes verpflichten, andererseits jedoch keine Lieferpflicht von Seiten der Anbieter fordern.

---

1) Vgl. Anhang S. 272

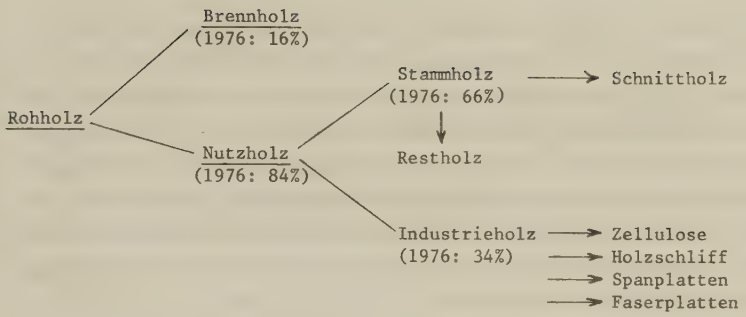
3. DIE BESTIMMUNGSFAKTOREN DES SCHWEIZERISCHEN HOLZMARKTES

Nachdem im 2. Kapitel ausführlich über die Eigenarten und Besonderheiten der schweizerischen Waldwirtschaft und über die Strukturierung des Holzmarktes diskutiert worden ist, können jetzt die Bestimmungsfaktoren der Rohholzmärkte determiniert und ökonomisch begründet werden. Unter Berücksichtigung der institutionellen Gegebenheiten auf dem schweizerischen Holzmarkt und mit Hilfe der Wirtschaftstheorie werden in diesem Kapitel rein qualitative Beziehungen zwischen verschiedenen ökonomischen Variablen hergestellt. Diese ökonomischen Zusammenhänge werden im 5. Kapitel schliesslich mit Hilfe mathematisch-statistischer Verfahren empirisch überprüft und quantifiziert.

3.1. Vorbemerkungen

Weil es sich beim Holz um keinen einheitlichen, standardisierbaren Rohstoff handelt, sondern weil das Holz in verschiedener Form und Qualität zum Verkauf gelangt, kann nicht von einem typischen schweizerischen Holzmarkt schlechthin gesprochen werden. Für jede Holzart (Nadelholz/Laubholz) und für jedes Holzsortiment (Stammholz/Industrieholz/Brennholz) existiert ein Markt für sich, der jedoch mit den übrigen Holzmärkten und auch mit den Holzprodukte- und Substitutionsgütermärkten aufs engste verbunden ist. Es kann deshalb nicht einfach nach Bestimmungsfaktoren von Holzangebot und Holznachfrage gesucht werden, sondern der Rohholzmarkt muss zuerst in geeigneter Weise aufgegliedert werden.

Im Kapitel 2 (Abbildung 1, S.37) ist die Aufsplitterung des Rohholzmarktes in den Stammholz-, den Industrieholz- sowie in den Brennholzmarkt graphisch dargestellt worden. Diese Aufgliederung wird in zusammenfassender Form wiederholt:



Wie im vorgehenden Kapitel schon festgestellt wurde, gliedert sich das aus dem Walde gewonnene Rohholz in Brennholz und in Nutzholz. Beim Nutzholz wird einerseits wieder unterschieden zwischen Stamm- und Industrieholz. In Klammern sind jeweils die entsprechenden Sortimentsanteile für das Jahr 1976 angegeben.

Das Hauptgewicht dieser empirischen Analyse wird auf der Untersuchung des Nadelstammholz und des Industrieholzmarktes beruhen. Bei diesen beiden Märkten handelt es sich heute um die beiden wichtigsten Rohholzmärkte in der Schweiz.

Eine stärkere Disaggregierung des Industrieholzmarktes in Nadel- und Laubholz sowie v.a. in den Markt für Papier- und Zellstoffholz bzw. für Industrieholz, das in der Span- und Faserplattenindustrie weiterverarbeitet wird, konnte leider nicht vorgenommen werden. Eine solche stärkere Unterteilung des Industrieholzmarktes ist auch von den interessierten Kreisen der Forst- und Holzwirtschaft gewünscht worden. Es war mir leider trotz grossen Bemühungen nicht möglich, diesem Wunsche Folge zu leisten, weil das Datenmaterial für diese Disaggregierung nicht in gewünschtem und erforderlichem Umfange zur Verfügung stand. Darauf wird in Abschnitt 3.4. nochmals zurückzukommen sein.

Eine ökonometrische Analyse des Laubstammholzmarktes erschien insofern zweitrangig, als der Anteil des Laubstammholzes am gesamten Stammholz in den

letzten 25 Jahren doch recht gering war.[1] Es kommt hinzu, dass der Laubstammholzmarkt sehr stark mit dem Ausland verknüpft ist und das tatsächliche Marktgeschehen dadurch nur sehr schwer zu überblicken ist. Rund 2/3 der gesamten inländischen Nutzung von Laubstammholz werden exportiert (zu über 90% nach Italien). Dafür werden grosse Mengen von qualitativ besserem Laubstammholz importiert und in den Sägereien und Furnierwerken weiterverarbeitet. Eine ökonometrische Untersuchung über den Laubstammholzmarkt ist in Form eines Laubstammholzmarktmodells aus datentechnischen Gründen durchaus denkbar. Sie ist jedoch für die schweizerische Wald- und Holzwirtschaft nur von sekundärem Interesse.

Auf eine spezielle ökonometrische Untersuchung des Brennholzmarktes ist verzichtet worden. Das Interesse an einer Marktanalyse von Brennholz ist heutzutage nur noch sehr gering, weil die quantitative Bedeutung des Brennholzes in den letzten Jahren stark abgenommen hat. Das Brennholz wurde in den hochentwickelten Industrieländern als Energieträger durch andere billigere und in ihrer Verwendung günstigere Rohstoffe wie Erdöl, Erdgas, Steinkohle und Elektrizität abgelöst.

Es ist ausserdem zu erwähnen, dass die Zeitreihen über den Brennholzverbrauch meistens wenig zuverlässig sind. Der Eigenverbrauch der Waldbesitzer und der Holzindustrien wird nicht oder nur sehr unregelmässig in den herkömmlichen Statistiken erfasst. Bei den Aussenhandelszahlen wird unter Brennholz sowohl Waldbrennholz als auch Resthölzer wie Schwarten,Spreissel und Sägespäne verstanden. Die Resthölzer werden heute jedoch nicht mehr ausschliesslich als Brennholz verwendet (nur noch knapp 50% des gesamten Restholzes wird in den Sägereien verbrannt). Sie dienen in zunehmendem Masse der Span- und Faserplattenindustrie sowie der Zellstoffindustrie als begehrter Rohstoff.

Deshalb werde ich mich in diesem Kapitel darauf beschränken, die Bestimmungsfaktoren des Nadelstammholz- und des Industrieholzmarktes zu diskutieren. Die folgenden Ausführungen sind eine unerlässliche Voraussetzung für das korrekte Aufstellen des ökonometrischen Holzmarktmodells im nächsten Kapitel.

---

[1] Vgl. Tabelle 6 bzw. 7 auf S. 41 in Kapitel 2.

3.2. Der Nadelstammholzmarkt

Ueber die Strukturierung des Nadelstammholzmarktes und über die Preisbildung auf diesem Markt ist bereits im 2. Kapitel ausführlich berichtet worden. Es kann daher gleich dazu übergegangen werden, die Bestimmungsfaktoren von Nadelstammholzangebot, Nadelstammholznachfrage, Nadelstammholzexport und Nadelstammholzimport aufzuzählen und deren Berechtigung als relevante Einflussfaktoren ökonomisch zu begründen.

3.2.1. Das Nadelstammholzangebot

a) Entwicklung des Nadelstammholzangebotes seit 1950

Unter dem Nadelstammholzangebot wird sämtliches in den schweizerischen Wäldern genutztes Nadelstammholz verstanden. Vom Ausland angebotenes Stammholz wird nicht zum Nadelstammholzangebot gemäss dieser Definition gezählt.

Die Entwicklung des Nadelstammholzangebotes in den Jahren 1950-1977 ist im Anhang S.245 aufgelistet. Es lassen sich während dieser Periode starke Nutzungsschwankungen beobachten, die auf verschiedene Ursachen zurückgeführt werden müssen. Einerseits bewirken Natureinflüsse wie Sturm- und Windwurfkatastrophen, Schneedruck oder auch Krankheitsepidemien bei Baumbeständen (z.B. Borkenkäfer) häufig eine Mehrnutzung. Von bedeutendem Umfange waren v.a. die Schadholzanfälle im Jahre 1962 (Schneedruckschäden im Januar und Windwürfe im April) und im Jahre 1967 (Windwurfschäden im Februar/März). Es bleibt aber noch zu bemerken, dass jedes Jahr eine bestimmte Menge an Schadholz anfällt, das zu einer mehr oder weniger grossen Ausweitung des Holzangebotes führen kann.[1)]

Andererseits beruhen die häufigen und starken Nutzungsschwankungen auch auf Veränderungen der Marktsituation. Die Absatzmöglichkeiten für Rohholz hängen sehr stark von der wirtschaftlichen Entwicklung und der damit induzierten Nachfrage nach Schnittholz ab. Für die Forstwirtschaft ist deshalb die wirtschaftliche Situation auf dem Holzmarkt von grosser Bedeutung. Eine schlechte Absatzlage für die Sägereiindustrie hat zwangsläufig auch ihre Auswirkungen

---

1) Aus diesem Grunde wird in den einzelnen Waldungen jeweils nicht der gesamte Hiebsatz angezeichnet; ca. 10% bleiben unmarkiert.

auf den Forstwirtschaftsbetrieb. Daraus wird deutlich, wie stark die Forst- und die Holzwirtschaft miteinander verknüpft sind. Waldbesitzer und Sägereien sind stark aufeinander angewiesen, sie sitzen "im gleichen Boot".

Es ist ferner festzuhalten, dass die Holznutzung nicht regelmässig über das ganze Jahr hinweg erfolgt, sondern zum grössten Teil in den Wintermonaten von November bis März/April. Dies erfordert von der Holzindustrie eine bessere Einkaufs- und Lagerplanung, kann diese doch ihren Rohstoffeinkauf nicht je nach Bedarf über das ganze Jahr hinweg tätigen, sondern muss das Rohholz während der Wintermonate beziehen und teilweise an Lager nehmen. Denn die holzbe- und holzverarbeitenden Industrien müssen gleichmässig über das ganze Jahr hinweg produzieren und ihre Kapazitäten auslasten können. Bei der Forstwirtschaft andererseits stellt sich das Problem, dass die Arbeitskräfte nur in den Wintermonaten ausreichend beschäftigt werden können. Im Sommer müssen sie einer andern Arbeit nachgehen oder bleiben unbeschäftigt.[1] Dies kann in Zeiten eines knappen Arbeitsmarktes dazu führen, dass die Forstbetriebe zu Beginn der Erntezeit höhere Arbeitslöhne offerieren müssen, um die Arbeitskräfte überhaupt wieder anziehen zu können. Die Forstwirtschaft sieht sich somit den üblichen Problemen eines Saisonbetriebes gegenübergestellt.

b) Bestimmungsfaktoren des Nadelstammholzangebotes

Es kann nun dazu übergegangen werden, die Bestimmungsfaktoren, die das Nadelstammholzangebot nachhaltig beeinflussen, aufzuzählen und zu diskutieren. Dabei wird eine rationale, auf Gewinnmaximierung basierende Verhaltensweise der einzelnen autonomen Waldbesitzer vorausgesetzt.

1. Als erstes soll die Abhängigkeit der Nutzung vom Nadelstammholzpreis diskutiert werden. Aus der mikroökonomischen Theorie ist bekannt, dass ein Anstieg des Preises üblicherweise zu einer Vergrösserung des Angebots führt und umgekehrt (vgl. Figur 1). Um den Einfluss einer Preisänderung auf die Höhe des Angebotes feststellen zu können, wird von der Annahme ausgegangen, dass die übrigen Bestimmungsfaktoren des Angebotes konstant bleiben (ceteris-paribus-

---

1) Bessere Bedingungen für die Arbeitskräfte können durch die Gründung von sog. Kooperationen geschaffen werden.

Bedingung). Diese ceteris-paribus-Bedingung dient der Theorie als Arbeitsmittel und ermöglicht eine Partialbetrachtung von Mengen- und Preisvariationen.

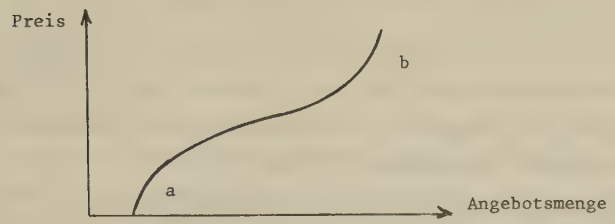


Fig. 1: Angebotskurve bei Gültigkeit der ceteris-paribus-Bedingung[1)]

In der Praxis ist diese ceteris-paribus-Bedingung hingegen nie erfüllt. Aus diesem Grunde führt eine Einfachregression, welche allein den quantitativen Zusammenhang zwischen Nutzung und Preis untersucht, zu keinem vernünftigen Ergebnis. Die Angebotsfunktion verschiebt sich im Laufe der Zeit als Folge der Veränderung anderer Bestimmungsgrössen nach links oder nach rechts (vgl. Fig. 2).

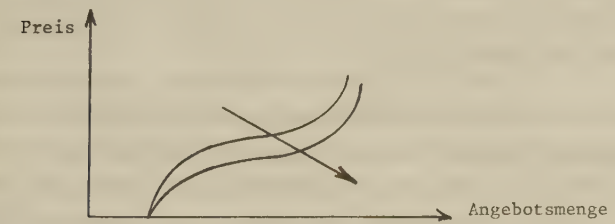


Fig. 2: Verschiebung der Angebotskurve nach rechts als Folge einer Veränderung der übrigen Bestimmungsfaktoren

Mit Hilfe der Mehrfachregression kann nun der Zusammenhang zwischen Nutzung und Preis unter der Berücksichtigung einer Aenderung der übrigen in der Glei-

---

[1)] Die jährlich anfallenden Pflegemassnahmen (a) - meistens Durchforstungen genannt - und die von der Verwaltung festgelegten Hiebsätze (b) führen im unteren und oberen Bereich der Angebotskurve zu einer preisunelastischen Kurve. Die empirische Schätzung der Preiselastizität des Nadelstammholzangebotes im 5. Kapitel bezieht sich dabei auf den mittleren, in der Realität relevanten Bereich der Angebotskurve. Die beiden äusseren Bereiche a und b werden in der Praxis hingegen kaum jemals erreicht; ihnen kommt lediglich eine gewisse theoretische Bedeutung zu.

chung vorhandenen Bestimmungsfaktoren quantifiziert werden (Berechnung der Preiselastizität des Nadelstammholzangebotes). Durch die Einführung der Mehrfachregression wird die restriktive Annahme der ceteris-paribus-Bedingung fallengelassen.

Die Höhe des Preises[1] ist ein Indikator für die Marktlage in der Holzwirtschaft. Für den einzelnen Waldbesitzer ist dieser Preis ein Datum, das er mit einer Mengenvariation in der Regel nicht beeinflussen kann. Dies folgt aus der bereits früher diskutierten atomistischen Angebotsstruktur.

2. Für den Waldbesitzer stellt auch der ausländische Nadelstammholzpreis eine Orientierungsgrösse dar, nach der er die Höhe seiner Nutzung richten kann. Der Anreiz zu einer erhöhten Nutzung wird dabei umso grösser, je günstiger der Waldbesitzer die Gewinnaussichten aus dem Exportgeschäft beurteilen kann. Es stellt sich jetzt die Frage, welcher ausländische Nadelstammholzpreis für die Beurteilung der Exporterlöse der Schweiz am repräsentativsten ist. Da der grösste Teil der schweizerischen Nadelstammholzexporte in die italienische Sägereiindustrie gelangt,[2] ist es sinnvoll, für die Regressionsanalyse eine italienische Preisreihe zu verwenden.[3] Es darf jedoch nicht ausser acht gelassen werden, dass den Nadelstammholzexporten in den 50-er Jahren nur eine sehr geringe quantitative Bedeutung zukam.

3. Die effektive Höhe des Nadelstammholzangebotes wird auch beeinflusst vom Nadelindustrieholzpreis 1. Klasse.[4] Die Auswirkung, die eine Erhöhung des Industrieholzpreises auf das Angebot an Nadelstammholz ausübt, ist vom theoretischen Gesichtspunkt her gesehen unklar. In der Praxis ist allgemein die An-

---

[1] Als repräsentativer Nadelstammholzpreis wurde der über die vier Landesregionen Mittelland, Jura, Alpen und Tessin/Misox sowie über die Sortimente Mittellangholz 3. Kl., Langholz 3. Kl. und Trämel On gewogene Fichten-/Tannen-Stammholzpreis verwendet. Vgl. dazu Anhang S. 245.

[2] Im Jahre 1972 beispielsweise betrug der Exportanteil Italiens am Gesamtexport der Schweiz von Nadelstammholz 87%.

[3] Vgl. dazu die Ausführungen im Anhang S. 255 ff. Es soll an dieser Stelle nochmals festgehalten werden, dass die ausländischen Preisreihen durchwegs in Schweizer Franken umgerechnet worden sind. Auf diese Weise werden die Schwankungen der betreffenden Wechselkurse im Modell berücksichtigt.

[4] Diese Preisreihe ist im Anhang S.272 aufgelistet.

sicht verbreitet, dass eine Erhöhung des Industrieholzpreises relativ zum Stammholzpreis zu einer Reduktion des Nadelstammholzangebotes und gleichzeitig zu einem erhöhten Industrieholzangebot führen wird. Stamm- und Industrieholzangebot stehen bei dieser Argumentation also in gewisser Weise in Substitutionsbeziehung zueinander. Man spricht in diesem Fall von sog. Alternativprodukten.

Es ist in der Tat so, dass bei einer Veränderung der Preisrelation "Stammholzpreis zu Industrieholzpreis" zugunsten des Industrieholzpreises die schwachen Stammholzsortimente vermehrt in die industrieholzverarbeitenden Betriebe gelangen. Die qualitativ guten Stammrundhölzer aber gehen nach wie vor in die Sägerei- und Furnierindustrie. Die Vergleichbarkeit der beiden Preisreihen "gewogener Nadelstammholzpreis" und "Nadelindustrieholzpreis 1. Klasse" ist somit nicht oder nur innerhalb gewisser Grenzen möglich. Man müsste demzufolge den Nadelindustrieholzpreis eher mit einem Stammholzpreis schwächerer Sortimente in Beziehung setzen. Aus datentechnischen Gründen kann ein solcher Stammholzpreis von Sortimenten minderer Qualität jedoch nicht ins Modell integriert werden. Ich sah mich deshalb gezwungen, neben dem gewogenen Fichten-/Tannen- Stammholzpreis nur den Nadelindustrieholzpreis als Bestimmungsfaktor des Nadelstammholzangebotes zu verwenden und auf die Variable "Nadelstammholzpreis von schwächeren Rundholzsortimenten zu Nadelindustrieholzpreis 1. Klasse" zu verzichten. Es wird dabei implizit unterstellt, dass die Entwicklung der nicht verfügbaren Preisreihe des Sägerundholzes minderer Qualität in etwa parallel zur Entwicklung des gewogenen Stammholzpreises verläuft.

Nebenbei muss aber auch berücksichtigt werden, dass Stamm- und Industrieholz nicht nur Alternativprodukte, sondern auch Kuppelprodukte sind. Bei zunehmender Stammrundholznutzung fällt nämlich automatisch auch mehr Industrieholz an. Man kann sich vorstellen, dass nach dem Schlagen eines Baumes bei der Aufrüstung und Aufbereitung desselben für den Waldbesitzer das Problem entsteht, welche Rundholzmenge er in die Sägereien liefern und welche Mengen an Industrieholz er anbieten soll. Beim einzelnen geschlagenen Baum besteht also eine gewisse Konkurrenz bezüglich des Verwendungszweckes des Holzes. Die Preisrelation "Stammholzpreis zu Industrieholzpreis" bestimmt dabei in erster Linie, ob die schwächeren Stammholzsortimente in die Sägereien oder in die

industrieholzverarbeitenden Betriebe gelangen. Andererseits kann jedoch eine günstige Preislage auf dem Holzmarkt den Waldbesitzer veranlassen, mehr Bäume zu fällen und aufzurüsten. Sein Entschluss, wegen der günstigen Marktsituation ein paar Bäume mehr als üblich zu schlagen, führt zu einem Mehrangebot sowohl an Stamm- wie auch an Industrieholz. In diesem Falle spricht man von Kuppelproduktion.[1)]

Die Frage, ob nun die Alternativ- oder die Kuppelproduktion überwiegt, kann a priori nicht beantwortet werden. Nur von der empirischen Analyse kann ein Hinweis auf diese Fragestellung erwartet werden.

4. Die Höhe des Angebotes an Nadelstammholz hängt auch sehr stark von den Produktionskosten ab. Im letzten Kapitel wurde bereits festgehalten, dass die Forstwirtschaft ein äusserst personalkostenintensiver Wirtschaftszweig ist. Deshalb ist es naheliegend, die Stundenlöhne der Waldarbeiter[2)] als eine wichtige Kostenkomponente zu betrachten. Ebenfalls berücksichtigt werden können die Rüst- und Transportkosten[3)], die meistens in den Holzpreis miteinbezogen werden und somit die Konkurrenzfähigkeit eines weit abgelegenen Stammholzlieferanten schmälern.

5. Eingangs dieses Kapitels wurde festgestellt, dass das Holzangebot durch naturbedingte Einflüsse wie Schneedruck, heftige Stürme oder Insektenbefall stark vergrössert werden kann. Genauso wie die Agrarmärkte reagiert auch der Holzmarkt äusserst empfindlich auf solche naturbedingte, nicht prognostizierbare Einflüsse. Dieses durch die Natur induzierte Ueberangebot an Holz kann zu einem beträchtlichen Preiszerfall führen, was gemäss der mikroökonomischen Theorie wiederum die Waldbesitzer dazu bewegen sollte, ihre Holznut-

---

1) Keine Kuppelproduktion Stammholz-Industrieholz liegt bei einer verstärkten Durchforstungstätigkeit vor, weil die sog. Schwachholzsortimente (Bäume mit geringem Durchmesser) nur in den industrieholzverarbeitenden Betrieben veredelt werden können oder als Brennholz Verwendung finden.

2) Vgl. dazu die Ausführungen im Anhang S. 288 f.

3) Vgl. dazu Anhang S. 290 f.

zungen in der kommenden Periode einzuschränken.[1] Gemäss dem Forstpolizeigesetz Art. 18, Absatz 3[2] sind die öffentlichen Waldbesitzer sogar gesetzlich verpflichtet, Uebernutzungen in einem Jahre in den folgenden Jahren wieder einzusparen.

Besondere Aufmerksamkeit muss den ausserordentlich hohen Schadholzanfällen in den Jahren 1962 und 1967 geschenkt werden, die zu einer naturbedingten Vergrösserung des Holzangebotes geführt haben. Die Schadholzanfälle 1962 wurden in erster Linie durch Schneedruckschäden im Januar hervorgerufen. Der durch heftige Stürme im Februar/März 1967 bewirkte Schadholzanfall hat hauptsächlich die Wälder des Mittellandes heimgesucht. Gemäss einer Umfrage wurde festgestellt, dass damals rund 2,4 Mio m^3 Rundholz geworfen wurden - und dies erst noch zu einem Zeitpunkt, als die normale wirtschaftliche Holznutzung zum grössten Teil bereits abgeschlossen war.[3] Es wird vermutet, dass der Schadholzanfall 1967 um gut 100% höher ausfiel als derjenige im Jahre 1962.

Um diese nicht exakt quantifizierbaren Schadholzanfälle als Bestimmungsfaktor der Holznutzung verwenden zu können, wird eine sog. Dummyvariable eingeführt. Unter Dummyvariablen versteht man in der Oekonometrie[4] allgemein Variablen, die entweder den Wert Null oder Eins annehmen und einmalige Ereignisse festhalten oder Strukturbrüche in den erklärten Variablen kennzeichnen. Sie können in Monats- oder Viertelsjahresmodellen auch als Saisonvariablen verwendet werden, mit deren Hilfe der von den exogenen Variablen unabhängige Saisoneinfluss auf die endogene Variable erklärt werden kann.

---

[1] Dieses Phänomen findet im sog. "Spinngewebe-Theorem" (Schweinezyklus) seine modelltheoretische Erklärung. Vgl. dazu: Henderson/Quandt: Mikroökonomische Theorie; 3. Auflage, Verlag Vahlen, München, 1973; S. 130 ff.

[2] Art. 18, Absatz 3 des Forstpolizeigesetzes lautet: "Der Abgabesatz darf ohne Bewilligung der kantonalen Behörde nicht überschritten werden. Ueberschreitungen sind innert einer von dieser Behörde zu bestimmenden Frist wieder einzusparen."

[3] Vgl. Forststatistik 1967; S. 33

[4] Vgl. dazu: Schneeweiss, H.: Oekonometrie; 2. Auflage, Physica Verlag, Würzburg-Wien, 1974; S. 122 ff. und Johnston, J.: Econometric Methods; second edition, Mc Graw-Hill, New York, 1960; p. 176 ff.

Da der Schadholzanfall 1967 ungleich stärker war als 1962, wird eine Dreistufigkeit der Dummyvariablen eingeführt. Im Jahre 1967 nimmt der Dummy dabei den Wert 1.5, im Jahre 1962 den Wert 1 und in allen übrigen Jahren den Wert 0 an.[1] Dies bedeutet allerdings nicht, dass in den übrigen Jahren kein Schadholz angefallen wäre. Es heisst lediglich, dass in diesen Jahren die Zwangsnutzung nicht sehr hoch war und damit vernachlässigt werden kann.[2] Diese Tatsache darf bei der Regressionsanalyse nicht ausser acht gelassen werden.

Andere Bestimmungsfaktoren des Holzangebotes wie etwa das Wetter, die Nutzung der Vorperiode oder der technische Fortschritt fallen nicht so stark ins Gewicht oder lassen sich nur sehr schwer quantifizieren.

Das Argument, ein lange anhaltender Regen oder starke, lang andauernde Schneefälle können zu einer Verknappung des Holzangebotes führen, weil durch die ungünstigen Witterungsverhältnisse eine konstante Nutzung verunmöglicht werde, lässt sich m.E. leicht widerlegen. Einerseits sind die Schlechtwetterverhältnisse bereits implizit in der Variablen Schadholznutzung enthalten - allerdings nur in Form von äusserst folgenschweren Sturm- und Schneedruckkatastrophen, die einen Mehranfall von Holz bewirken. Und andererseits führt eine längere Regenperiode höchstens zu einer zeitlichen Verzögerung der Holznutzung, kaum aber zu einer ins Gewicht fallenden Reduktion des Holzangebotes.

Wie erste Regressionsergebnisse, auf die im 5. Kapitel nicht mehr näher eingegangen wird, gezeigt haben, hat das Angebot der Vorperiode als Bestimmungsfaktor der laufenden Holznutzung wenig Erklärungskraft. Ausserdem ist auch vom theoretischen Standpunkt aus kaum einzusehen, warum über Jahre hinweg mit einer verzögerten Anpassung der Holznutzung gerechnet werden muss. Die alljährlich notwendige Durchforstung der Wälder, die ohne Rücksicht auf die wirt-

---

[1] Diese Dreistufigkeit der Dummyvariablen ist rein willkürlich.

[2] Wullschleger schätzt in seiner Arbeit die Höhe der Uebernutzungen bzw. der Einsparungen in den öffentlichen Waldungen der Schweiz. Wullschleger, G.: a.a.O.; S. 178

schaftliche Lage durchgeführt wird, wird nämlich bei der Regressionsanalyse im konstanten Glied festgehalten.[1)]

Der technische Fortschritt und die damit einhergehende zunehmende Mechanisierung der forstwirtschaftlichen Betriebe hat ohne Zweifel einen Einfluss auf die Höhe der Holznutzung ausgeübt. Dies wird durch den überdurchschnittlichen Anstieg der Arbeitsproduktivität in der Forstwirtschaft deutlich bestätigt. Es erweist sich jedoch als ausserordentlich schwierig, den technischen Fortschritt in der Forstwirtschaft zu quantifizieren. Leider sind für die letzten 25 Jahre auch keine Daten über die Umsatzzahlen pro Beschäftigte in den Forstbetrieben erhältlich. Denn mit der Berücksichtigung dieser Reihe hätte man die technische Entwicklung in der Forstwirtschaft wohl einigermassen in den Griff bekommen können.[2)] Dieses Problem wird bei der Regressionsanalyse im 5. Kapitel nochmals zur Sprache kommen.

Die verfügbare Waldfläche braucht als Regressor nicht verwendet zu werden, weil die Waldfläche in der Schweiz in den letzten 25 Jahren nahezu konstant geblieben ist.[3)]

c) Zusammenfassung

Zusammenfassend können die folgenden funktionalen Abhängigkeiten zur Bestimmung des Nadelstammholzangebotes formuliert werden:

$$A_{Sth} = f (P_{Sth}, P^{I}_{Sth}, P_{Ind}, L, TK, SCHN)$$

---

1) Nur nebenbei sei auch auf die ökonometrischen Probleme hingewiesen, die eine gelagte endogene Variable als Erklärende derselben Endogenen mit sich bringt. Vgl. dazu Johnston, J.: a.a.O.; p. 300 ff.

2) Eine Alternative zu den Umsatzzahlen pro Beschäftigte in den Forstbetrieben als Proxyvariable für den technischen Fortschritt ist die Zeitreihe über die Entwicklung des Zeitaufwandes in der mechanischen Produktion in Stunden pro Hektar. Die dabei feststellbaren Arbeitszeitreduktionen können als Steigerung der Arbeitsproduktivität betrachtet werden. Leider ist diese Zeitreihe aber erst ab 1969 erhältlich.

3) Vgl. dazu auch die Ausführungen in Kapitel 2, S. 12 ff.

Dabei bedeuten:

A_{Sth}	=	Nadelstammholzangebot
P_{Sth}	=	Nadelstammholzpreis
P^{I}_{Sth}	=	Italienischer Nadelstammholzpreis
P_{Ind}	=	Nadelindustrieholzpreis
L	=	Waldarbeiterlöhne
TK	=	Rüst- und Transportkosten
SCHN	=	Schadholznutzung (Dummyvariable)

3.2.2. Die Nadelstammholznachfrage

a) Die Entwicklung der Nadelstammholznachfrage seit 1950

Unter der Nadelstammholznachfrage wird das von den schweizerischen Sägereien und Furnierwerken aus den inländischen Wäldern erworbene Nadelstammholz verstanden. Es wird also nur das in den Schweizer Wäldern bezogene Stammholz zur Nadelstammholznachfrage in diesem Sinne gezählt. Das aus den benachbarten Staaten importierte Nadelstammholz wird getrennt davon ausgewiesen und untersucht (vgl. Abschnitt 3.2.4. Die Nadelstammholzimporte).

Die Entwicklung der Nadelstammholznachfrage seit 1950 ist im Anhang S. 247 aufgelistet.[1] Aehnlich dem Nadelstammholzangebot weist auch die Nadelstammholznachfrage in den letzten 25 Jahren grosse Schwankungen auf. Die Nachfragemengen sind jedoch definitionsgemäss nicht identisch mit den Angebotsmengen. Die Nachfrage unterscheidet sich vom Angebot durch die Höhe der Exporte.

b) Bestimmungsfaktoren der Nadelstammholznachfrage

In diesem Abschnitt werden die Bestimmungsfaktoren der Nadelstammholznachfrage diskutiert und es wird versucht, deren Relevanz ökonomisch zu begründen. Es wird dabei von Seiten der Nachfrager wieder eine rationale Verhaltensweise, basierend auf der Gewinnmaximierung, vorausgesetzt.

1. Die Nachfrage nach Stammholz wird in erster Linie durch den inländischen Nadelstammholzpreis determiniert. Gemäss der Mikrotheorie ist die Nachfragemenge ceteris paribus negativ korreliert mit dem Stammholzpreis (vgl.Fig.3).

---

[1] Für die Regressionsanalyse wird stets Reihe 2) im Anhang S. 247 verwendet. Reihe 1) weist dagegen die totalen Nadelstammholzbezüge (also inklusive den importierten Mengen) aus.

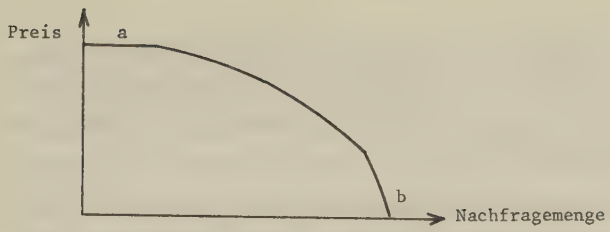


Fig. 3: Nachfragekurve bei Gültigkeit der ceteris-paribus-Bedingung[1)]

Weil jedoch die ceteris-paribus-Bedingung in der Wirklichkeit nie erfüllt sein wird, muss in einer Mehrfachregression auch der Einfluss der übrigen Bestimmungsfaktoren auf die Nachfragemenge untersucht werden (vgl. Fig.4).

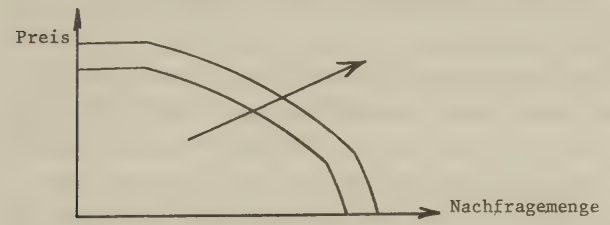


Fig. 4: Verschiebung der Nachfragekurve nach rechts bei Aenderung der übrigen Einflussfaktoren

2. Zwischen dem inländischen und dem vom Ausland angebotenen Stammrundholz besteht eine enge Konkurrenzbeziehung, die sich mit der zunehmenden Aufhebung der Zollschranken im Rahmen des Freihandelsabkommens noch verstärkt haben dürfte. Allerdings ist zu beachten, dass das Ausland in gewissen Jahren seine Rundholzexporte teilweise kontingentiert (Bundesrepublik Deutschland) oder teilweise sogar ganz untersagt hat (Oesterreich).

---

1) Es wird vermutet, dass der obere Bereich der Nachfragekurve (a) relativ preiselastisch ist (bei sehr hohen Holzpreisen ist die Sägereiindustrie nicht mehr in der Lage, Stammrundholz einzukaufen; der Betrieb wird eingestellt), während der untere Kurvenbereich (b) als Folge der erreichten Kapazitätsgrenzen in den stammholzverarbeitenden Betrieben eher preiselastisch ist. Die empirische Schätzung der Preiselastizität der Nadelstammholznachfrage bezieht sich dabei auf den mittleren, in der Praxis relevanten Bereich der Nachfragekurve.

Es wird jedoch erwartet, dass bei relativ günstigen Rohholzpreisen im Ausland vermehrt Stammholz importiert und dafür weniger aus den einheimischen Wäldern bezogen wird. Diese Hypothese wird im 5. Kapitel bei der Regressionsanalyse empirisch überprüft.

Weil ein sehr grosser Teil der Nadelstammholzimporte in den letzten 25 Jahren aus der Bundesrepublik Deutschland bezogen werden konnte, wird bei der empirischen Analyse vorzugsweise eine bundesdeutsche Preisreihe[1)], umgerechnet in Schweizer Franken, verwendet.

3. Bei der Vielzahl der Verwendungszwecke des Holzes bestehen zahlreiche Substitutionsbeziehungen, die bei der Bestimmung der nachgefragten Stammholzmengen ebenfalls in Betracht gezogen werden müssen. Eine Verschiebung der Marktverhältnisse auf einem der Märkte für Substitutionsgüter kann einen nachhaltigen Einfluss auf den Stammholzmarkt ausüben. Aus diesem Grunde werden verschiedene Preise von Substituten als erklärende Variablen der Nadelstammholznachfrage berücksichtigt. Eine Abnahme dieser Preise bei konstanten Stammholzpreisen oder konstante Preise der Konkurrenzprodukte bei steigenden Stammholzpreisen kann zu einer Verdrängung des Holzes zugunsten der industriell hergestellten Substitute führen. Diese Tatsache bewirkt, dass die Holzpreise sehr stark von den Preisen der Konkurrenzprodukte bestimmt werden, die das Holz technologisch in fast allen Verwendungsgebieten ersetzen können. Solche Konkurrenzprodukte sind etwa Stahl, Eisen, Aluminium, Zement und Kunststoffe, wie z.B. Plastik.

Es ist hingegen nicht ganz unproblematisch, die Preise dieser Konkurrenzprodukte als Indikator für die Substitutionsbeziehungen zwischen Holz und anderen Rohstoffen zu verwenden. Denn der auf Gewinnmaximierung ausgerichtete Unternehmer, der sich zwischen der Verwendung von Holz und seinen Konkurrenzprodukten zu entscheiden hat, trifft seine Wahl in der Regel nicht nach den Preisen der Rohstoffe, sondern viel eher nach den Herstellungskosten seiner Produkte. In seinem Optimierungskalkül fällt ausserdem auch dem Endproduktpreis ein starkes Gewicht zu.

---

1) Vgl. dazu Anhang S. 258 f.

Trotzdem habe ich die Preise für Zement, Rundeisen und Backstein als repräsentative Preise für die Konkurrenzprodukte von Holz im Nadelstammholzmarktmodell berücksichtigt.[1] Es muss hier noch hinzugefügt werden, dass diese Produkte zwar in erster Linie Substitute darstellen, andererseits darf aber nicht vergessen werden, dass auch eine gewisse komplementäre Beziehung zwischen Holz und Stahl, Zement, Aluminium u.a. durchaus bestehen kann. Bei Verschalungen beispielsweise sind Holz und Zement keine Subsitute, sondern typische Komplemente.

4. Das im Inland produzierte Schnittholz steht in enger Konkurrenzbeziehung mit dem ausländischen Schnittholz. Bei relativ günstiger Entwicklung der Preislage von Schnittholz im Ausland wird deshalb in verstärktem Masse Schnittholz importiert. Diese Entwicklung hat zwangsläufig einen Einfluss auf die Nachfrage nach Stammrundholz, die eine aus der Schnittholznachfrage abgeleitete Nachfrage darstellt.

Aus diesem Grunde wurden die Nadelschnittholzimportpreise[2] als Bestimmungsfaktor der Stammholznachfrage eingeführt. Die Hypothese, dass eine günstige Preisentwicklung bei den Schnittholzimporten die Stammholznachfrage ceteris paribus reduzieren wird, muss im 5. Kapitel empirisch überprüft werden.

5. Wie bereits angedeutet, ist die Nachfrage nach Rohholz eine abgeleitete Nachfrage im Gegensatz zur direkten Nachfrage. Dies bedeutet, dass die Nachfrage der Sägereien nach Sägerundholz aus der Nachfrage nach Schnittholz abgeleitet worden ist. Die Nachfrage eines Industriezweiges nach einem Rohstoff hängt dabei in starkem Masse von der Endnachfrage nach dem erzeugten Produkt ab. Für die Sägereiindustrie im besonderen ist deshalb die wirtschaftliche Entwicklung des Schnittholzmarktes von entscheidender Bedeutung. Bei günstiger Marktlage auf dem Schnittholzmarkt stehen die Absatzmöglichkeiten der Sägereibetriebe gut, was zu einer verstärkten Nachfrage ihrerseits nach Stammrundholz führen wird.

---

[1] Diese Preisreihen findet man im Anhang S. 293 -296 aufgelistet.

[2] Vgl. dazu Anhang S. 262 f.

Die wirtschaftliche Lage auf dem Schnittholzmarkt andererseits wird bestimmt durch die wirtschaftliche Entwicklung im allgemeinen und durch die Entwicklung des Bausektors im speziellen. Letzteres folgt aus der Tatsache, dass der Bausektor der mit Abstand grösste Verbraucher von Schnittholz ist. In der Schweiz werden rund 75% der gesamten Schnittholzmenge im Baugewerbe verwendet. Das Holz dient dabei sowohl als Hilfsmittel bei den verschiedenartigsten Bauverfahren wie auch als Baustoff, der in die Bauten integriert wird. Schliesslich spielt das Holz auch beim Innenausbau eine ganz wesentliche Rolle. Als weitere wichtige Nachfrager von Schnittholz gelten die Verpackungsindustrie, die Möbelindustrie, die allerdings in sehr enger Verbindung mit dem Baugewerbe steht, sowie noch einige andere Industriesektoren mit relativ geringem Schnittholzverbrauch.[1)]

Weil die Nachfrage nach Sägerundholz eine aus der Schnittholznachfrage abgeleitete Nachfrage darstellt und diese wiederum sehr stark von der Entwicklung im Bausektor abhängig ist, muss die Entwicklung im Bausektor auch als eine relevante Einflussgrösse der Nadelstammholznachfrage angesehen werden. Deshalb wird im fünften Kapitel die Abhängigkeit der Nadelstammholznachfrage von der Wachstumsrate des Bauvolumens[2)] zu quantifizieren versucht.

Ebenfalls möglich wäre die Berücksichtigung des Bruttosozialproduktes[3)] als Indikator für den Holzverbrauch. Denn es wurde bereits festgehalten, dass die

---

1) Vgl. dazu die detallierten Ausführungen im 2. Kapitel S.42 ff.

2) Unter dem Bauvolumen sind öffentliche und private Bauten subsumiert. Vgl. dazu Anhang S. 285 f.

3) Es ist denkbar, dass das Bruttoinlandprodukt (BIP) als Bestimmungsfaktor noch repräsentativer wäre als das Bruttosozialprodukt (BSP), weil im Bruttoinlandprodukt auch die Faktoreinkommen von in der Schweiz arbeitenden und im Ausland domizilierenden Grenzgängern enthalten sind. Nicht im BIP enthalten ist dafür das Einkommen, das von den Schweizern, die im Ausland arbeiten und in der Schweiz wohnen, erarbeitet wird. Der quantitative Unterschied zwischen Bruttosozialprodukt und Bruttoinlandprodukt ist jedoch gering. Die Entwicklung des Bruttosozialproduktes seit 1950 wird im Anhang S.283 ausgewiesen.

Schnittholznachfrage von der allgemeinen wirtschaftlichen Entwicklung abhängig ist. Das Bruttosozialprodukt dient dabei in vielen empirischen Arbeiten als geeigneter Indikator für diese allgemeine wirtschaftliche Entwicklung.

Es ist jedoch wenig sinnvoll, die beiden erklärenden Variablen Bauvolumen und Bruttosozialprodukt gemeinsam als Bestimmungsfaktoren der Stammholznachfrage zu verwenden. Denn beide Variablen sind sehr stark miteinander verknüpft; sie "erklären" beide praktisch denselben Teil der Stammholznachfrage. In der ökonometrischen Theorie spricht man in einem solchen Falle auch von hoher Multikollinearität zwischen den beiden Variablen.[1)]

Auf die Zweiteilung der Variablen Bauvolumen in Hoch- und Tiefbau musste aus folgenden Ueberlegungen verzichtet werden: Die Verwendung des Holzes im Hoch- und Tiefbau war während der Beobachtungsperiode von 1952-1975 starken Schwankungen unterworfen. Dies ist v.a. auf das Aufkommen der vielen Konkurrenzprodukte von Holz zurückzuführen. Diese Produkte haben das Holz teilweise verdrängt; teilweise haben sie aber auch dazu geführt, dass das Holz neuen Verwendungszwecken zugeführt werden konnte. Die Unterteilung des Bauvolumens in Hoch- und Tiefbau würde somit kaum zu stabilen und aussagekräftigen Parametern führen. Deshalb ist es m.E. zweckmässiger, nur die Beziehung zwischen der Stammholznachfrage und der Entwicklung des totalen Bauvolumens zu quantifizieren.

6. Als weiterer relevanter Bestimmungsfaktor für die Nadelstammholznachfrage können die Lagerbestände an Stammrundholz[2)] in den Sägereien betrachtet werden. Es wird dabei vermutet, dass ein hoher Lagerbestand in der Vorperiode ceteris paribus eine geringere Nachfrage in der laufenden Periode bewirkt und umgekehrt. Denn es ist für die Sägereiindustrie nicht möglich, beliebig hohe Mengen von Sägerundholz auf Lager zu halten.

7. Die extrem hohen Nachfragemengen von fast 2,4 Mio m^3 im Jahre 1962 und von über 2,2 Mio m^3 im Jahre 1967 sind nicht allein auf die günstige Marktlage zurückzuführen. Eine bewusste "Seelenmassage" der Kantone und der Verbände, die

---

1) Im 5. Kapitel wird auf die Folgen hoher Multikollinearität bei der Modellschätzung näher eingegangen.

2) Vgl. dazu Anhang S. 260 f.

die holzverarbeitende Industrie zur Uebernahme des durch Schadholzanfälle stark erhöhten Holzangebotes aufforderten, war wohl der Hauptgrund für die hohen Nachfragemengen in diesen beiden Jahren. Diese "Seelenmassage" von Seiten der Kantone und der Verbände wurde noch verstärkt durch indirekte Solidaritätskundgebungen der holzverarbeitenden Industrie gegenüber der Forstwirtschaft. Dadurch zeigte sich sehr deutlich, wie stark die beiden Marktpartner aufeinander angewiesen sind. Es konnte und durfte der Holzindustrie nicht gleichgültig sein, wie es der Forstwirtschaft erging.

Diese Ueberlegungen haben mich veranlasst, eine Dummyvariable einzuführen, die in den Jahren 1962 und 1967 den Wert 1 annimmt und in den übrigen Jahren Null beträgt.

c) Zusammenfassung

Dank den oben angestellten Ueberlegungen können jetzt die folgenden funktionalen Beziehungen aufgestellt werden:

$$N_{Sth} = f\ (P_{Sth},\ P^{BRD}_{Sth},\ P_Z,\ P_B,\ P_{Ru},\ P_{NSI},\ WAB,\ LB_{Sth,t-1},\ SEM)$$

Dabei bedeuten:

N_{Sth}	=	Nadelstammholznachfrage
P_{Sth}	=	Nadelstammholzpreis
P^{BRD}_{Sth}	=	Deutscher Nadelstammholzpreis
P_Z	=	Zementpreis
P_B	=	Backsteinpreis
P_{Ru}	=	Rundeisenpreis
P_{NSI}	=	Nadelschnittholzimportpreis
WAB	=	Wachstumsrate des Bauvolumens
$LB_{Sth,t-1}$	=	Nadelstammholzlagerbestände der Vorperiode
SEM	=	"Seelenmassage" der Kantone und der Verbände (Dummyvariable)

3.2.3. Die Nadelstammholzexporte

a) Entwicklung der Nadelstammholzexporte seit 1950

Die Exporte von Nadelstammholz[1] blieben bis 1962 ziemlich unbedeutend. Erst ab 1963 machte sich eine kontinuierliche Exportzunahme bemerkbar. Im Jahre 1964 übertrafen die Stammholzexporte erstmals die Importe. Dieser Exportüberschuss blieb seither bestehen und vergrösserte sich in den folgenden Jahren zusehends. Die exportierte Stammholzmenge erreichte in den Jahren 1967/68 ihren ersten Höhepunkt. Der Grund für diesen schlagartigen Exportanstieg in diesen beiden Jahren ist in den staatlichen Exportförderungsmassnahmen, die als Folge der Schadholzanfälle von 1967 vom Bund in Form von dringlichen Bundesbeschlüssen vorübergehend eingesetzt worden sind, zu suchen. Dank dieser Exportförderung des Bundes gelang es den schweizerischen Nutzholzexporteuren v.a. auf dem italienischen Markt Fuss zu fassen und neue Geschäftsbeziehungen anzuknüpfen. Deshalb blieben die schweizerischen Stammholzexporte mengenmässig auch in den folgenden Jahren auf einem hohen Niveau. Ihre Zunahme hat sich seit Anfang der 70-er Jahre weiter fortgesetzt und erreichte 1977 einen neuen vorläufigen Höchststand von rund 475'000 m^3 Nadelstammholz. Bei einem Nadelrundholzimport von nur 39'000 m^3 betrug der Exportüberschuss im Jahre 1977 demnach 436'000 m^3.

Wie schon erwähnt, ist Italien der Hauptabnehmer der schweizerischen Nadelstammholzexporte. Im Jahre 1976 beispielsweise gingen ca. 70% der gesamten schweizerischen Nadelstammholzexporte nach Italien. Geringere Mengen werden ferner in die Budesrepublik Deutschland, nach Oesterreich und nach Frankreich exportiert.[2]

b) Theoretische Vorbemerkungen zur Exportgleichung

Im schweizerischen Nadelstammholzmarktmodell werden lediglich die Exportangebotsbeziehungen untersucht. Gemäss der mikroökonomischen Theorie gibt es jedoch auf dem Markt für Exportgüter nicht nur ein Exportangebot, sondern ebenso eine

---

[1] Vgl. Anhang S. 250 f.

[2] Analog den Nadelstammholzexporten setzte ein verstärkter Export von Laubstammholz auch erst anfangs der 60-er Jahre ein. Die Laubholzausfuhr erreichte allerdings nie den Umfang der Nadelholzausfuhr. Auch das Laubholz - es werden zudem meist schwächere und minderwertige Sortimente exportiert, die in der Schweiz keinen ausreichenden Absatz mehr vorfinden - gelangt zum weitaus grössten Teil in die italienische Sägereiindustrie.

Exportnachfrage und eine Gleichgewichtsbedingung, durch die das Preisniveau der Exportgüter determiniert wird. Es muss deshalb kurz der Frage nachgegangen werden, wie sich mein Vorgehen theoretisch plausibel erklären lässt.

In der Exportangebotsgleichung ist implizit die Annahme enthalten, dass die Exportnachfrage des Auslandes vollkommen preiselastisch reagiert. Es wird also m.a.W. unterstellt, dass das Exportangebot der Schweiz vom Ausland bei gegebenem Weltmarktpreisniveau unabhängig von seiner eigenen Marktsituation absorbiert wird. Diese restriktive Annahme trifft in der Wirklichkeit allerdings kaum zu. Sie wird deshalb im 5. Kapitel bei der Regressionsanalyse teilweise aufgehoben werden (vgl. dazu 5. Kapitel S. 143 ff.)

Daraus folgt weiter, dass die schweizerischen Exporte, die im Vergleich zu den gesamten Weltexporten von Sägerundholz sehr klein sind, keinen Einfluss auf den Weltmarktpreis für Holz ausüben können. Diese Folgerung, dank der der ausländische Holzpreis als exogene Variable für diese Untersuchung betrachtet werden kann[1)], erscheint hingegen durchaus realistisch.

c) Bestimmungsfaktoren des Exportangebotes von Nadelstammholz

Die Nadelstammholzexporte entsprechen einem Teil der jährlich genutzten totalen Nadelstammholzmenge. Aus diesem Grunde gelten für die Erklärung der Stammholzexporte mehr oder weniger dieselben Bestimmungsfaktoren, welche auch das schweizerische Stammholzangebot beeinflussen.

1. Wichtigste Bestimmungsfaktoren für die Höhe der Stammholzexporte sind in erster Linie die in- und ausländischen Stammholzpreise. Ein relativer Anstieg des ausländischen Stammholzpreises im Vergleich zum inländischen Preis erhöht dabei die exportierte Sägerundholzmenge. Wie bereits bei der Diskussion der Bestimmungsfaktoren des Nadelstammholzangebotes festgehalten wurde, drängt sich eine Berücksichtigung des italienischen Stammholzpreises auf, gingen doch die Exporte in den letzten Jahren zum weitaus grössten Teil in die italienischen Sägereibetriebe.

---

1) Vgl. dazu die Ausführungen über die Endogenisierung und die Exogenisierung von ökonomischen Variablen in Kapitel 4, Abschnitt 4.4.

2. Ebenfalls als Bestimmungsfaktor berücksichtigt werden muss der Nadelindustrieholzpreis. Wie festgestellt wurde, kann das Industrieholz sowohl Alternativ- wie auch Kuppelprodukt zu Stammholz sein, sodass keine eindeutige Aussage über die Einflussrichtung des Industrieholzpreises auf die Höhe der Stammholzexporte gemacht werden kann. Es gelten hier im übrigen genau dieselben Ueberlegungen, die schon beim Nadelstammholzangebot angestellt worden sind.

3. Stark beeinflusst wird der Nadelstammholzexport auch von den Kostenkomponenten (Waldarbeiterlöhne, Rüst- und Transportkosten), die einen negativen Einfluss auf die Höhe der exportierten Stammholzmenge ausüben. Auch beim Angebot an Exportrundholz werden wieder die Waldarbeiterlöhne und die Rüst- und Transportkosten als repräsentative Indikatoren für die Produktionskosten verwendet werden.

4. Die Exportförderungsmassnahmen, die vom Bund am 31.8.1967 als Folge der Sturmkatastrophen im Februar/März desselben Jahres vorübergehend eingesetzt wurden und die einen starken Exportanstieg induzierten, werden in Form einer Dummyvariablen als Bestimmungsfaktor der Nadelstammholzexporte berücksichtigt. Diese Dummyvariable nimmt im Jahre 1968 den Wert 1 und in den übrigen Jahren, auf die sich die empirische Analyse erstreckt, den Wert 0 an.

Diese Massnahmen zur Exportförderung - es wurden insgesamt Mittel von 8 Mio. Franken zur Verbilligung der Holzexporte durch Frachtbeiträge und durch andere Verbilligungsaktionen zugestanden - ermöglichten es, "das den schweizerischen Markt belastende Windfallholz innert nützlicher Frist ins Ausland, hauptsächlich nach Italien, zu exportieren."[1)]

Auf die Berücksichtigung der Dummyvariablen "Schadholznutzung" kann verzichtet werden, weil die hohen Exporte in den Jahren 1967/68 bereits durch die Dummyvariable "Exportförderungsmassnahmen" ausreichend erklärt werden, während die Schneedruckkatastrophe im Jahre 1962 noch keinen signifikanten Einfluss auf die Höhe der schweizerischen Nadelstammholzexporte ausgeübt hat.

5. Der Export von Nadelstammholz blieb auch nach 1968 auf einem beachtlichen Niveau, weil die dank den Exportförderungsmassnahmen des Bundes einmal ange-

---

[1)] Forststatistik, 1967; S. 34.

knüpften Geschäftsbeziehungen mit dem Ausland auch in den folgenden Jahren voll ausgenützt werden konnten. Aus diesem Grunde kann die Variable Q, die den Export der Vorperiode ab 1969 widerspiegelt, als Bestimmungsfaktor für die Höhe der schweizerischen Stammholzexporte ins Modell aufgenommen werden. Dadurch wird unterstellt, dass die Höhe der Exporte in der Vorperiode einen Einfluss auf die exportierte Stammholzmenge in der laufenden Periode auszuüben vermag.

d) Zusammenfassung

Folgende funktionale Abhängigkeiten sind hergeleitet worden:

$$EX_{Sth} = f\ (P_{Sth},\ P^{I}_{Sth},\ P_{Ind},\ L,\ TK,\ EX'Fö'Ma,\ Q)$$

Dabei bedeuten:

EX_{Sth}	=	Nadelstammholzexport
P_{Sth}	=	Nadelstammholzpreis
P^{I}_{Sth}	=	Italienischer Nadelstammholzpreis
P_{Ind}	=	Industrieholzpreis
L	=	Waldarbeiterlöhne
TK	=	Rüst- und Transportkosten
EX'Fö'Ma	=	Dummyvariable "Exportförderungsmassnahmen"
Q	=	Nadelstammholzexporte der Vorperiode ab 1969 (in den Jahren 1952-1968 ist Q gleich Null)

3.2.4. Die Nadelstammholzimporte

a) Entwicklung der Nadelstammholzimporte seit 1950

Die Nadelstammholzeinfuhr zeigt im Verlauf der Jahre 1950-1977 eine eher rückläufige Tendenz.[1)] Nach den Hausse-Jahren 1960-1962, in denen bedeutende Mengen von Nadelstammholz importiert worden sind, erfolgte eine kontinuierliche Abnahme der Rundholzimporte bis 1968. Nach einer kurzen Erholung Ende der 60-er Jahre sind die Importe ab 1971 weiter zurückgegangen und erreichten nur noch etwa die Hälfte der Einfuhren Mitte der 50-er Jahre.

Der weitaus grösste Teil der Nadelstammholzimporte in diesen Jahren stammt aus der Bundesrepublik Deutschland und aus Frankreich. Aber auch aus den Oststaaen

---

1) Vgl. Anhang S. 252 f.

wurden jeweils beträchtliche Mengen importiert (v.a. Föhren). Interessant ist dabei v.a. die Tatsache, dass sich die Importerschwernisse für die Schweiz, die sich aus der Kontingentierung bzw. aus Exportverboten des Auslandes zwangsläufig ergeben haben, kaum allzu stark ausgewirkt haben dürften. Diese Behauptung kann dadurch gestützt werden, dass sich die schweizerischen Rundholzimporte aus Oesterreich auch nach der Aufhebung des Rohholzexportverbotes in Oesterreich[1] im Jahre 1967 nicht wesentlich erhöht haben. Auch Deutschland hatte seine Rundholzexporte bis 1977 kontingentiert, um die Versorgungslage der grenznahen Verarbeiter nicht zu gefährden.

Die leicht rückläufige Tendenz der Nadelstammholzimporte dürfte m.E. auf drei Ursachen zurückzuführen sein:

1. Das Nutzholz als spezifisch relativ geringwertiges und sperriges Massenprodukt ist nur schwer transportierbar.[2] Der Aussenhandel mit Nutzholz ist demzufolge sehr stark transportkostenempfindlich. Von diesem Standpunkt her gesehen ist die Einfuhr von be- und verarbeitetem Holz wesentlich günstiger.[3]

2. Eine Folge davon ist die verstärkte und im Laufe der letzten Jahre stark angestiegene Einfuhr an Nadelschnittholz.

3. In Zeiten eines knappen Arbeitsmarktes ist es für die Sägereiindustrie ausserordentlich schwierig, neue Arbeitskräfte zu gewinnen, um vermehrt Rohholz verarbeiten zu können. Den möglichen Kapazitäten der Sägereibetriebe werden somit von Seiten des Arbeits-

---

[1] Zum Schutze der einheimischen Sägereiindustrie hatte Oesterreich ab 1946 die Ausfuhr von Rohholz vollständig blockiert. Dafür wurden sehr hohe Mengen von Schnittholz exportiert. Hauptabnehmer war dabei Italien.

[2] Für weniger entwickelte Volkswirtschaften, wie beispielsweise Italien, bleibt die Einfuhr von Sägerundholz trotzdem interessant. Durch hohe Rohholzimporte wird es möglich, eine eigene Sägereiindustrie aufzubauen und Arbeitsplätze zu schaffen. Der starke Anstieg der schweizerischen Rundholzexporte nach Italien in den letzten 10 Jahren lässt sich dadurch leicht erklären.

[3] Das Stammrundholz ist sog. Gewichtsverlustmaterial; die effektive Ausbeute von Stammrundholz beträgt lediglich ca. 70%.

marktes enge Grenzen gesetzt, obwohl die maschinelle Kapazität der Sägereien bei weitem nicht voll ausgelastet ist (Auslastungsgrad ca. 50%).[1)]

b) Theoretische Vorbemerkungen zur Importgleichung

Bei der Importgleichung ergibt sich ein ähnliches Problem wie bei der Exportgleichung im letzten Abschnitt. Es wird in dieser Arbeit nämlich nur die Importnachfrage untersucht, die von der Schweizer Wirtschaft allein bestimmt wird. Das Importangebot wird dabei als vollkommen preiselastisch betrachtet, d.h. die schweizerische Sägereiindustrie kann zu den bestehenden Preisen soviel Holz importieren, wie sie benötigt. Diese Annahme ist insofern nicht ganz unanfechtbar, als verschiedene ausländische Lieferländer ihre Rohholzexporte während der Beobachtungsperiode beschränkt oder sogar ganz untersagt haben.

Die Höhe der von der Schweiz getätigten Importe hat annahmegemäss keinerlei Einfluss auf das Weltmarktpreisniveau. Diese Hypothese ist wegen der global betrachtet relativ geringen quantitativen Bedeutung der in die Schweiz importierten Mengen durchaus realistisch. Eine "Exogenisierung" der ausländischen Preise wird dadurch ermöglicht.

c) Bestimmungsfaktoren der Nadelstammholzimporte

1. Es wird vermutet, dass die Importnachfrage in entscheidendem Masse von den in- und ausländischen Stammholzpreisen determiniert wird. Die importierten Mengen sind dabei ceteris paribus umso grösser, je geringer das ausländische Preisniveau für Nadelstammholz ist. Wie in der Nachfragegleichung kann dadurch die bestehende Konkurrenz zwischen In- und Auslandholz im Modell zum Ausdruck gebracht werden.

---

1) Die Nadelstammholzimporte wurden bei weitem übertroffen von den Laubstammholzimporten. Der Rückgang bei den Laubholzeinfuhren ist zudem weniger deutlich feststellbar als derjenige der Nadelholzimporte. Es handelt sich bei den Laubstammholzimporten fast ausschliesslich um Eichen-, Buchen- und Tropenholz, welches dem Inlandholz rein qualitativ überlegen ist und daher nicht direkt als Konkurrenzprodukt zum Inlandholz betrachtet werden kann. Das Laubstammholz wird je etwa zur Hälfte aus Frankreich und aus den Tropen (Afrika, Südostasien) eingeführt.

Als repräsentative ausländische Preisreihe wird auch hier der deutsche Nadelstammholzpreis ausgewählt, stammt doch der grösste Teil der schweizerischen Sägerundholzimporte aus den grenznahen Gebieten der Bundesrepublik Deutschland.

2. Genauso wie bei der Erklärung der Nadelstammholznachfrage gelten auch bei der Bestimmung der Nadelstammholzimporte die verschiedenen Preise der Konkurrenzprodukte Zement, Backstein und Rundeisen sowie der Importmittelpreis für Nadelschnittholz, die Wachstumsrate des Bauvolumens und die Stammholzlagerbestände der Vorperiode in den Sägereien als relevante Bestimmungsfaktoren.

3. Durch die Einführung der bereits früher diskutierten Dummyvariablen "Schadholznutzung" wird unterstellt, dass ein Schadholzanfall im Inland zu einer Reduktion der Rundholzimporte führt. Es wird vermutet, dass die Bedürfnisse der Nachfrager, ihre Käufe auf dem Auslandsmarkt abzuschliessen, umso geringer sind, je höher der Holzanfall im Inland ist. Die rohholzverarbeitenden Industrien haben in Zeiten einer hohen inländischen Holznutzung genügend Gelegenheit, sich auf dem einheimischen Markt zu versorgen.

4. Mit der Berücksichtigung der Nadelstammholzimporte der Vorperiode als Bestimmungsfaktor der laufenden Importe wird dem Gewohnheitsfaktor Rechnung getragen. Es kann nämlich erwartet werden, dass die bestehenden Geschäftsbeziehungen zum Ausland jedes Jahr wieder ausgenützt werden. Damit wird die Hypothese unterstellt, dass bei hohen Importen im Vorjahr auch im laufenden Jahr die Importe hoch sind und umgekehrt.

c) Zusammenfassung

Für die Importnachfrage können nun die folgenden funktionalen Zusammenhänge formuliert werden:

$$IM_{Sth} = f\ (P_{Sth},\ P^{BRD}_{Sth},\ P_Z,\ P_B,\ P_{Ru},\ P_{NSI},\ WAB,\ LB_{Sth,t-1},\ SCHN,\ IM_{Sth,t-1})$$

Dabei bedeuten:

IM_{Sth}	=	Nadelstammholzimporte
P_{Sth}	=	Nadelstammholzpreis
P_{Sth}^{BRD}	=	Deutscher Nadelstammholzpreis
P_Z	=	Zementpreis
P_B	=	Backsteinpreis
P_{Ru}	=	Rundeisenpreis
P_{NSI}	=	Nadelschnittholzimportpreis
WAB	=	Wachstumsrate des Bauvolumens
$LB_{Sth,t-1}$	=	Nadelstammholzlagerbestände der Vorperiode
SCHN	=	Dummyvariable "Schadholznutzung"
$IM_{Sth,t-1}$	=	Nadelstammholzimporte der Vorperiode

3.3. Der Industrieholzmarkt

Im 2. Kapitel wurde bereits ausführlich über die Entwicklung des Industrieholzmarktes sowie über dessen Marktform und Preisbildung berichtet. In diesem Abschnitt werden die Bestimmungsfaktoren des Industrieholzangebotes, der Industrieholznachfrage und der Industrieholzimporte diskutiert. Um dabei unnötige Wiederholungen zu vermeiden, kann ich mich bei den Bestimmungsfaktoren kurz fassen, die bereits im Nadelstammholzmarktmodell aufgetaucht sind und dieselbe oder eine ähnliche Funktion auch im Industrieholzmarktmodell erfüllen.

3.3.1. Das Industrieholzangebot

a) Entwicklung des Industrieholzangebotes seit 1955

Unter dem Industrieholzangebot wird sämtliches in den schweizerischen Wäldern genutztes Industrieholz verstanden. Die Entwicklung dieser Industrieholznutzung seit 1955 ist im Anhang S. 265 aufgelistet.

Bei der Industrieholznutzung fällt v.a. die kontinuierliche Zunahme seit 1955 auf. Diese ist dabei in erster Linie auf die expansive Entwicklung im Industrieholzsektor und auf den Rückgang der Brennholznachfrage zurückzuführen.

b) Bestimmungsfaktoren des Industrieholzangebotes

Das Industrieholzangebot, als eine Nutzung des Rohstoffes Holz im Wald, wird grösstenteils von denselben Faktoren determiniert wie das Nadelstammholzangebot. Von Interesse sind an dieser Stelle deshalb v.a. jene Faktoren, die nur das Industrieholzangebot, nicht aber die Stammholznutzung direkt beeinflussen.

1. Das Industrieholzangebot wird gemäss mikroökonomischen Ueberlegungen direkt beeinflusst durch den Industrieholzpreis. Bei der Regressionsanalyse wird dabei der Nadelindustrieholzpreis 1. Klasse als erklärende Grösse verwendet. Das Nadelindustrieholz 1. Klasse dient somit als Leitsortiment für das gesamte Industrieholz. Im übrigen gelten dieselben Ueberlegungen, die schon beim Nadelstammholzangebot angestellt worden sind.

Kaum einen Einfluss auf die Höhe der inländischen Industrieholznutzung hat der ausländische Industrieholzpreis. Die Industrieholzexporte waren in den letzten 20 Jahren ziemlich bedeutungslos und zeigten auch keine Zunahme bei günstiger

Preislage auf den Auslandmärkten. Der Waldbesitzer orientiert sich beim Entscheid, wieviel Industrieholz er auf den Markt bringen soll, vorwiegend am Inlandmarkt. Er zieht günstige Erlösaussichten beim Industrieholzexport kaum je in Betracht.

2. Als Bestimmungsfaktor des Industrieholzangebotes wird auch der Nadelstammholzpreis berücksichtigt. Er soll die Interdependenz der beiden Märkte zum Ausdruck bringen.[1] Bereits früher wurde festgehalten, dass a priori nicht genau beurteilt werden kann, ob zwischen Stamm- und Industrieholz eine Substitutions- oder eine Komplementaritätsbeziehung existiert. Erst die empirische Analyse vermag einen Hinweis darauf zu geben, ob Stamm- und Industrieholz bei der Holznutzung eher als Alternativ- oder als Kuppelprodukte auftreten.

Da allerdings nur die schwächeren Stammholzsortimente bei günstiger wirtschaftlicher Situation auf dem Industrieholzmarkt in die industrieholzverarbeitenden Betriebe gelangen, ist die Verwendung der Preisreihe "gewogener Nadelstammholzpreis" als repräsentative Stammholzpreisreihe fragwürdig.[2] Sie lässt sich nur dann rechtfertigen, wenn unterstellt werden kann, dass die Entwicklung der Stammholzpreise von Sortimenten minderer Qualität in etwa parallel zu diesem gewogenen Nadelstammholzpreis verläuft. Leider aber sind keine Preisreihen von schwächeren Stammholzsortimenten verfügbar.

3. Als Kostenkomponenten treten auch bei der Industrieholznutzung wieder die Waldarbeiterlöhne und die Rüst- und Transportkosten auf.

4. Ein weiterer relevanter Bestimmungsfaktor für das Industrieholzangebot, der auf die Höhe des Stammholzangebotes kaum einen Einfluss auszuüben vermag, ist der Brennholzpreis.[3] Der Brennholzpreis soll die Tatsache zum Ausdruck bringen, dass das Industrieholz auch als Brennholz verwertet werden kann und

---

[1] Vgl. dazu die Ausführungen beim Nadelstammholzangebot, S. 60 ff.

[2] Vgl. dazu S. 61

[3] Für die Regressionsanalyse wird durchwegs der Laubbrennholzpreis (Buche) verwendet, der im Anhang S. 278 tabelliert wird.

umgekehrt. Es liegen hier eindeutig zwei Alternativprodukte vor. Nach den theoretischen Erwartungen führt deshalb ein Rückgang des Brennholzpreises ceteris paribus zu einem Anstieg des Industrieholzangebotes und umgekehrt.

5. Als Bestimmungsfaktor des Industrieholzangebotes ebenfalls berücksichtigt werden muss die Dummyvariable "Schadholznutzung", die den naturbedingten Mehranfall an Industrieholz in den Forstwirtschaftsjahren 1962 und 1967 zu erklären hat.

c) Zusammenfassung

Zusammenfassend kann die folgende Angebotsfunktion für Industrieholz formuliert werden:

$$A_{Ind} = f\ (P_{Ind},\ P_{Sth},\ L,\ TK,\ P_{Br},\ SCHN)$$

Dabei bedeuten:

A_{Ind}	=	Industrieholzangebot
P_{Ind}	=	Nadelindustrieholzpreis
P_{Sth}	=	Nadelstammholzpreis
L	=	Waldarbeiterlöhne
TK	=	Rüst- und Transportkosten
P_{Br}	=	Laubbrennholzpreis
SCHN	=	Dummyvariable "Schadholznutzung"

3.2.2. Die Industrieholznachfrage

a) Entwicklung der Industrieholznachfrage seit 1950

Unter der Industrieholznachfrage werden die Bezüge der industrieholzverarbeitenden Betriebe der Papier- und Zelluloseindustrie sowie der Span- und Faserplattenindustrie aus den einheimischen Waldungen verstanden. Die aus dem Ausland bezogenen Industrieholzmengen werden nicht zur Industrieholznachfrage in diesem Sinne gezählt. Für die nachfolgende Regressionsanalyse wird somit ausschliesslich Reihe 2) im Anhang S. 267 verwendet.

Beachtlich ist v.a. die starke Zunahme des Industrieholzverbrauchs seit 1950. Die Industrieholzbezüge aus den schweizerischen Wäldern haben sich von 1950 bis 1975 mehr als verdreifacht. Die kontinuierliche Zunahme des Industrieholzverbrauchs ist in erster Linie auf die wirtschaftliche Entwicklung zurückzu-

führen, in deren Verlauf sich die Papier- und die Spanplattenindustrien als ausgesprochene Wachstumsindustrien entpuppt haben.

b) Bestimmungsfaktoren der Industrieholznachfrage

1. Ein wesentlicher Bestimmungsgrund für die Höhe des nachgefragten Industrieholzes ist der Industrieholzpreis. Für die Regressionsanalyse wird, wie beim Industrieholzangebot, der Nadelindustrieholzpreis 1. Klasse verwendet. Als Leitsortiment gilt somit wieder das Nadelindustrieholz 1. Klasse.

2. Ebenfalls berücksichtigt werden muss der in Schweizer Franken umgerechnete ausländische Industrieholzpreis. Dadurch wird die Konkurrenzbeziehung zwischen In- und Auslandholz zum Ausdruck gebracht. Es wird vermutet, dass bei relativ günstiger Preislage auf den Auslandmärkten vermehrt Importe getätigt werden. Allerdings muss beigefügt werden, dass die Gefahr, die dem schweizerischen Waldbesitzer durch günstige Auslandangebote droht, nicht allzu gross ist. Dies folgt v.a. daraus, dass die industrieholzverarbeitenden Betriebe in der Regel bereit sind, die von den Waldbesitzern zu Beginn des Forstjahres gemeldeten Mengen an Inlandholz zu den vereinbarten Preisen zu übernehmen. Das freie Spiel von Angebot und Nachfrage ist demzufolge auf dem Industrieholzmarkt leicht gestört.

Die Entscheidung, welcher ausländische Industrieholzpreis für die Schweiz als repräsentativ angesehen werden kann, lässt sich kaum zufriedenstellend treffen. Die Herkunft der Industrieholzimporte war in den letzten 20 Jahren nämlich einem ständigen Wechsel unterworfen. Je nach Höhe des Bedarfs und Marktsituation wurde das Industrieholz aus Skandinavien, aus Kanada oder aus den benachbarten Staaten importiert. Aus diesem Grunde hätte es sich aufgedrängt, die Importmittelpreise von Nadelindustrieholz 1. Klasse franko Grenze oder franko Werk als wichtige erklärende Variable für die Inlandbezüge und v.a. als Regressor für die Industrieholzimporte zu verwenden. Leider konnte diese Reihe von der HESPA nicht zur Verfügung gestellt werden.[1] Ich sah mich deshalb notwendigerweise gezwungen, den österreichischen Nadelschleifholzpreis[2]

[1] Auch in der Aussenhandelsstatistik der Eidgenössischen Oberzolldirektion wird keine geeignete und konsistente Preisreihe für das importierte Industrieholz, die sich mit dem inländischen Nadelindustrieholzpreis 1. Klasse vergleichen liesse, ausgewiesen.

[2] Vgl. dazu Anhang S. 274 f.

als eine einigermassen repräsentative Preisreihe zu übernehmen. Dieser Tatsache hat man sich bei der Interpretation der Regressionsergebnisse stets bewusst zu sein.

3. Genauso wie die Nachfrage nach Sägerundholz entspricht auch die Industrieholznachfrage einer abgeleiteten Nachfrage. Die Entwicklung der dem Industrieholzmarkt nachgelagerten Märkte ist für die Industrieholznachfrage deshalb von allergrösster Bedeutung. Die Entwicklung dieser Märkte, auf denen aus Industrieholz hergestellte Produkte gehandelt werden, ist ihrerseits wieder stark abhängig vom Bruttosozialprodukt. Das Bruttosozialprodukt als Indikator für die wirtschaftliche Entwicklung ist deshalb auch ein relevanter Bestimmungsfaktor für die Industrieholznachfrage.

4. Der mengenmässig weitaus grösste Industrieholzverbraucher ist die Papier- und Zelluloseindustrie. Aus diesem Grunde muss auch der durchschnittliche Papierpreis[1)] als weiterer wichtiger Einflussfaktor betrachtet werden. Je höher nämlich dieser Preis ist, desto höher dürfte ceteris paribus auch die Nachfrage nach Industrieholz sein, da ein verstärkter Anreiz zur Produktion durch den hohen Endproduktpreis gegeben ist.

Nebenbei muss jedoch noch bemerkt werden, dass bereits das Bruttosozialprodukt ein Indikator für die wirtschaftliche Entwicklung ist. Dem Papierpreis kommt dabei eine ähnliche Funktion zu: Er gilt als Beurteilungsgrösse für die wirtschaftliche Lage auf dem schweizerischen Papiermarkt. Bruttosozialprodukt und Papierpreis überschneiden sich also in gewisser Weise.[2)] Man kann jedoch argumentieren, dass der Papierpreis nur einen sehr begrenzten Teil der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung erklärt, nämlich die Situation auf dem Papiermarkt. Das Bruttosozialprodukt umfasst jedoch die gesamte schweizerische Wirtschaftsentwicklung und gilt deshalb u.a. auch als ein wesentlicher Bestimmungsfaktor für den Absatz von Platten und anderen aus Industrieholz er-

---

1) Vgl. Anhang S. 297

2) Wenn die Variablen Bruttosozialprodukt und Papierpreis beide wirklich denselben Teil der Industrieholznachfrage "erklären", muss auf Multikollinearität zwischen diesen beiden Regressoren geschlossen werden.

zeugten Produkten. Dabei wird implizit die Annahme unterstellt, dass die Entwicklung auf dem Papiermarkt nicht genau der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung entspricht.

Das Bruttosozialprodukt, das die gesamtwirtschaftliche Entwicklung widerspiegelt, kann jedoch weit eher als exogene Einflussgrösse betrachtet werden als der Papierpreis, der vom Papierholzpreis stark determiniert wird. Bei der Regressionsanalyse im 5. Kapitel wird auf dieses Problem nochmals zurückzukommen sein.

5. In den letzten Jahren ist dem Waldindustrieholz in Form des sog. Restholzes ein bedeutender Konkurrent auf dem Industrieholzmarkt erwachsen. Das Restholz - darunter werden Holzabfälle (Schwarten, Spreissel, Sägespäne) aus den Sägereien und den Furnierwerken verstanden - kann dank den technologischen Fortschritten in den industrieholzverarbeitenden Betrieben vermehrt als Rohstoff eingesetzt werden. Restholz, dessen Bedeutung während der Beobachtungsperiode ständig zugenommen hat und auch weiterhin zunehmen dürfte, muss daher als wichtiges Substitut zum üblichen Waldindustrieholz betrachtet werden. Gemäss der mikroökonomischen Theorie wird erwartet, dass ein Anstieg des Restholzpreises[1] ceteris paribus zu einer Zunahme der Industrieholznachfrage führt.

6. Wie bei der Nadelstammholznachfrage müssen auch bei der Industrieholznachfrage die Lagerbestände[2] der Vorperiode (in den Betrieben der Papier- und Zellstoffindustrie) als Bestimmungsfaktor berücksichtigt werden. Ein hoher Lagerbestand führt in der folgenden Periode ceteris paribus zu einer Reduktion der nachgefragten Menge. Inwieweit diese Behauptung wirklich zutrifft, kann in der empirischen Analyse im 5. Kapitel überprüft werden.

Es fällt auf, dass in den Jahren 1962 und 1967, in denen hohe Schadholzmengen angefallen sind, bei den Industrieholzbezügen keine übermässigen Erhöhungen festgestellt werden konnten. Aus diesem Grunde erübrigt es sich, die Dummyvariable "Seelenmassage" als Bestimmungsfaktor der Industrieholznachfrage in Erwägung zu ziehen.

---

[1] Die Entwicklung des Restholzpreises wird im Anhang S. 276 festgehalten.

[2] Vgl. dazu die Ausführungen über die Nadelindustrieholzlagerbestände der Papier- und Zelluloseindustrie im Anhang S. 280 f.

c) Zusammenfassung

Somit lässt sich die folgende Nachfragefunktion für Industrieholz aufstellen:

$$N_{Ind} = f\ (P_{Ind},\ P^{A}_{Ind},\ BSP,\ P_{Pa},\ P_{R},\ LB_{Ind,\ t-1})$$

Dabei bedeuten:

N_{Ind}	=	Industrieholznachfrage
P_{Ind}	=	Nadelindustrieholzpreis
P^{A}_{Ind}	=	Oesterreichischer Nadelindustrieholzpreis
BSP	=	Bruttosozialprodukt
P_{Pa}	=	Papierpreis
P_{R}	=	Restholzpreis
$LB_{Ind,t-1}$	=	Nadelindustrieholzlagerbestände der Vorperiode

3.3.3. Die Industrieholzexporte

Praktisch unbedeutend sind die Industrieholzexporte.[1] Erst 1968 - wohl als Folge des angefallenen Sturmholzes von 1967 - sind die Industrieholzexporte leicht angestiegen, ohne dass ihrem Umfang allerdings grosse Bedeutung beizumessen wäre. Weit über 90% dieser geringen Exportmenge geht wiederum nach Italien.

Wegen ihrer geringen quantitativen Bedeutung und weil zudem von den einzelnen Werten dieser Zeitreihe in der Beobachtungsperiode von 1955-1975 eine allzu knappe Information ausgeht (zu geringe Streuung der einzelnen Jahreswerte), musste auf eine empirische Untersuchung der Industrieholzexporte verzichtet werden. Demzufolge erübrigt sich auch eine Diskussion der möglichen Bestimmungsfaktoren der Industrieholzexporte.

3.3.4. Die Industrieholzimporte

a) Entwicklung der Industrieholzimporte

Die Industrieholzimporte sind im Beobachtungszeitraum von 1950 bis 1975 bzw. bis 1977 sehr starken Schwankungen ausgesetzt gewesen.[2] Es fällt dabei sofort auf, dass bei den Industrieholzimporten kein bestimmter einheitlicher

---

[1] Die Entwicklung der Industrieholzexporte wird im Anhang S. 269 aufgelistet.

[2] Vgl. Anhang S. 270 f.

Trend festgestellt werden kann. Diese jährlich starken Schwankungen scheinen darauf zu beruhen, dass den Industrieholzeinfuhren vorab die Aufgabe zufällt, die Differenz zwischen Inlandnachfrage und Inlandangebot zu decken.

Das grosse Problem[1] der industrieholzverarbeitenden Betriebe liegt nun darin, dass meistens nicht früh genug bekannt wird, welche Mengen an Inlandholz auf den Markt kommen. Es kann nämlich durchaus geschehen, dass bereits Industrieholzlieferungen im Ausland bestellt wurden und zugleich im Inland eine grössere Holzmenge als erwartet auf dem Markt erscheint. Solche überhöhten Industrieholzlieferungen stellt die Industrie vor grosse Probleme in bezug auf Lagerhaltung und Liquidität.

Als Folge der hohen Mengenschwankungen und dem damit verbundenen Fehlen fester Geschäftsbeziehungen wechselt die Herkunft der Industrieholzimporte je nach Marktsituation stark. In Zeiten hoher Importe liefern vorwiegend die skandinavischen Länder, während bei geringem Importbedarf eher die Nachbarstaaten wie v.a. die Bundesrepublik Deutschland oder Oesterreich als Lieferländer berücksichtigt werden.[2]

b) Bestimmungsfaktoren der Industrieholzimporte

Es soll zu Beginn dieses Abschnittes noch daran erinnert werden, dass es sich auch bei der Industrieholzimportgleichung um die Importnachfragegleichung handelt. Das Importangebot wird wieder als vollkommen preiselastisch angenommen.

1. Wichtige Bestimmungsfaktoren der Industrieholzimporte sind die in- und ausländischen Preise von Industrieholz. Es wird vermutet, dass ein Anstieg der inländischen Industrieholzpreise ceteris paribus zu einem Anstieg der Importe führen wird.

Beim ausländischen Industrieholzpreis stellt sich erneut das Problem, welcher Preis als repräsentativ für die Schweiz betrachtet werden kann. Weil die Importmittelpreise von Nadelindustrieholz 1. Klasse franko Grenze nicht zur

---

[1] Vgl. dazu Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 191 ff.

[2] Vgl. dazu Gesamtkonzeption; a.a.O.; Tab. 81, S. 204

Verfügung gestellt werden konnten, habe ich auch bei der Importfunktion auf den österreichischen Nadelindustrieholzpreis als ausländische Preisreihe zurückgreifen müssen.

2. Aus denselben Ueberlegungen wie bei der Industrieholznachfrage werden als weitere relevante Bestimmungsfaktoren der Industrieholzimporte das Bruttosozialprodukt, der Papierpreis, der Restholzpreis und die Lagerbestände der Vorperiode in den Betrieben der Papier- und Zellstoffindustrie verwendet.

3. Da die Importe von Industrieholz meist nur dann in grösserem Umfang getätigt werden, wenn die inländische Nutzung zu gering ausgefallen ist, muss auch das inländische Industrieholzangebot als relevanter Bestimmungsfaktor für die Importmenge betrachtet werden. Den Industrieholzimporten wurde nämlich in den letzten 25 Jahren primär die Funktion eines "Ausgleichsventils" zugeordnet, das fast ausschliesslich als eine Ergänzung des inländischen Industrieholzangebotes betrachtet werden muss. Wie diese Abhängigkeit der Importe von der Inlandnutzung zu beurteilen ist, kann im 5. Kapitel bei der Regressionsanalyse weiterverfolgt werden.

c) Zusammenfassung

Es lässt sich somit die folgende Importfunktion von Industrieholz formulieren:

$$IM_{Ind} = f\ (P_{Ind},\ P^{A}_{Ind},\ BSP,\ P_{Pa},\ P_{R},\ LB_{Ind,t-1},\ A_{Ind})$$

Dabei bedeuten:

IM_{Ind}	=	Industrieholzimporte
P_{Ind}	=	Nadelindustrieholzpreis
P^{A}_{Ind}	=	Oesterreichischer Nadelindustrieholzpreis
BSP	=	Bruttosozialprodukt
P_{Pa}	=	Papierpreis
P_{R}	=	Restholzpreis
$LB_{Ind,t-1}$	=	Industrieholzlagerbestände der Vorperiode
A_{Ind}	=	Industrieholzangebot

3.4. Bemerkungen zu einer stärkeren Disaggregierung des Industrieholzmarktmodells

Zu Beginn dieses Kapitels habe ich bereits darauf hingewiesen, dass es meine ursprüngliche Absicht war, das Industrieholzmarktmodell stärker zu unterteilen. Eine Analyse zweier so grundverschiedener Märkte, wie dies der Papier- und Zellstoffholzmarkt sowie der Span- und Faserplattenholzmarkt sind, innerhalb eines einzigen Marktmodells ist nicht unproblematisch. Auf diesen beiden Märkten herrschen kaum dieselben Preis- und Einkommenselastizitäten. Ebenso unwahrscheinlich ist es, dass die beiden Märkte durch die gleichen Bestimmungsfaktoren determiniert werden.

Das Industrieholzmarktmodell könnte gemäss meinen Vorstellungen etwa wie folgt disaggregiert werden, sofern die erforderlichen Datenreihen als zuverlässige Zeitreihen für eine empirische Analyse verfügbar wären:

- Aggregiertes Industrieholzangebot: Eine Trennung der Industrieholznutzung in Industrieholz, das der Papier- und Zelluloseindustrie bzw. der Span- und Faserplatteninduštrie angeboten wird, ist nicht zweckmässig.

- Industrieholznachfrage der Papier- und Zelluloseindustrie: Als relevante Bestimmungsfaktoren der Industrieholznachfrage, die von der Papier- und Zelluloseindustrie ausgeht, kämen etwa in Betracht: der Nadelindustrieholzpreis 1. Klasse, die Importmittelpreise von Nadelindustrieholz 1.Klasse franko Grenze,das Bruttosozialprodukt, der Papierpreis sowie die Industrieholzlagerbestände der Vorperiode. Der Restholzpreis hingegen scheint die Nachfrage nach Waldindustrieholz von Seiten der Papier- und Zelluloseindustrie in der Vergangenheit kaum in signifikanter Weise beeinflusst zu haben, wurde doch in den letzten Jahren nur eine sehr geringe Menge an Restholz in der Papier- und Zelluloseindustrie weiterverarbeitet.[1)] In den 50-er und frühen 60-er Jahren war dieser Anteil praktisch noch gleich Null. Der Restholzanteil gewinnt jedoch v.a. bei Zelluloseherstellung in Zukunft immer mehr an Bedeutung.

  Weiter wäre es bei Verfügbarkeit der entsprechenden Zahlenreihen möglich, die Papierholznachfrage, sowie die Zellstoffholznachfrage getrennt vonein-

[1)] Vgl. dazu die Ausführungen im 2. Kapitel, S. 43

ander zu untersuchen. Ebenso könnte auch nur die jeweilige Nachfrage nach Nadelindustrieholz analysiert werden.

- Industrieholznachfrage der Span- und Faserplattenwerke: Wichtige Bestimmungsfaktoren wären bei der Nachfrage der Span- und Faserplattenindustrie ebenfalls ein geeigneter Industrieholzpreis, ein repräsentativer ausländischer Industrieholzpreis, das Bruttosozialprodukt, evtl. die Plattenpreise als Preise des Endproduktes, Preise von Substituten (Gips, Hobelwaren u.a.), die Industrieholzlagerbestände der Vorperiode und der Restholzpreis.

  Da bei der Herstellung von Span- und Faserplatten relativ viel Restholz verbraucht wird[1], scheint der Restholzpreis eine signifikante Einflussgrösse während des Beobachtungszeitraumes darzustellen.[2] Dabei wird vermutet, dass eine Senkung des Restholzpreises ceteris paribus zu einer Reduktion der nachgefragten Waldindustrieholzmenge und zu einer Vergrösserung der Restholznachfrage führt und umgekehrt.

- Aggregierte Industrieholzexporte: Auf deren Schätzung könnte aus den bereits früher erwähnten Gründen verzichtet werden.

- Industrieholzimporte der Papier- und Zelluloseindustrie: Auch die Importnachfrage liesse sich bei Verfügbarkeit zuverlässiger Daten in die Importe der Papier- und Zelluloseindustrie sowie in die Importe der Span- und Faserplattenindustrie unterteilen.

- Industrieholzimporte der Span- und Faserplattenindustrie

Leider wird diese Disaggregation im oben erwähnten Umfange aus verschiedenen Gründen verunmöglicht. Einerseits fehlen die Zeitreihen wichtiger Bestimmungsfaktoren wie beispielsweise der Importmittelpreise von Nadelindustrieholz 1. Klasse franko Grenze. Andererseits liegen Zeitreihen über den Industrieholzverbrauch nur von der HESPA vor, womit nur ein Teil der gesamtschweizerischen Nachfrage nach Waldindustrieholz von Seiten der Papier- und Zelluloseindustrie gegeben ist.

---

[1] Vgl. dazu die Ausführungen im 2. Kapitel, S. 44 f.

[2] Dies könnte durch eine empirische Regressionsanalyse überprüft werden.

Bei den Industrieholzbezügen der Span- und Faserplattenindustrie ist eine Regressionsanalyse zur Zeit völlig unmöglich, weil zuverlässige Zeitreihen erst ab 1965 oder teilweise sogar erst ab 1970 erhältlich sind.

Diese Gründe, die ausschliesslich auf ungenügenden Datenreihen basieren, haben mich schliesslich dazu bewogen, nur das aggregierte Industrieholzmarktmodell zu schätzen. Eine Disaggregierung wäre erst dann von grossem Nutzen, wenn die erforderlichen Zeitreihen in zuverlässigem und ausreichendem Umfange zur Verfügung stünden. Zu diesem Zeitpunkt bringt aber eine solche Aufgliederung des Industrieholzmarkmodells nicht den erhofften Informationsgewinn. Es darf jedoch für die Zukunft nicht ausgeschlossen werden, dass eine solche Disaggregierung nicht doch durchgeführt werden könnte. Ich hoffe, mit meiner Studie einen ersten grossen Schritt in dieser Richtung bereits getan zu haben.

Es ist deshalb wesentlich vernünftiger, sich auf die empirische Analyse des aggregierten Industrieholzmarktmodells zu beschränken, obwohl auch hier Restriktionen von der Datenseite her in Kauf genommen werden müssen. Auf diese Weise lassen sich die ökonomischen Zusammenhänge zwischen den verschiedenen Variablen auf dem Industrieholzmarkt quantifizieren. Schlussfolgerungen aus dieser Analyse auf den Papier- und Zellstoffholzmarkt bzw. auf den Span- und Faserplattenholzmarkt sind dabei allerdings mit gewissen Vorbehalten zu ziehen.

4. DAS GESAMTE INTERDEPENDENTE HOLZMARKTMODELL UND EINE KURZE DISKUSSION DER VERWENDETEN SCHAETZVERFAHREN

Nachdem im letzten Kapitel die Bestimmungsfaktoren von Holzangebot und -nachfrage ausführlich diskutiert worden sind, kann in diesem Kapitel dazu übergegangen werden, das Holzmarktmodell in mathematischer Form darzustellen und die im 5. Kapitel zur Verwendung gelangenden Schätzverfahren kurz zu charakterisieren.

4.1. Das interdependente Holzmarktmodell

In der Einleitung ist festgehalten worden, dass nicht von einem Holzmarktmodell schlechthin die Rede sein kann, sondern dass das Modell nach Holzarten und Holzsortimenten aufgeteilt werden muss. Wenn an dieser Stelle trotzdem nur von einem interdependenten Modell gesprochen wird, so deshalb, weil die beiden analysierten Teilmodelle, das Modell für den Nadelstammholz- und dasjenige für den Industrieholzmarkt, eng miteinander verflochten sind. Die beiden Marktmodelle dürfen keinesfalls unabhängig voneinander betrachtet und untersucht werden. Aus diesem Grunde wird nachstehend das gesamte interdependente Holzmarktmodell in mathematischer Form vorgestellt.

Das gesamte interdependente Holzmarktmodell (Jahresmodell[1])

$$(1)\quad A_{Sth} = a_{01} + a_{11} P_{Sth} + a_{21} P^{I}_{Sth} + a_{31} P_{Ind} + a_{41} L + a_{51} TK + a_{61} SCHN + \mu$$

$$(2)\quad N_{Sth} = a_{02} + a_{12} P_{Sth} + a_{22} P^{BRD}_{Sth} + a_{32} P_{Z} + a_{42} P_{B} + a_{52} P_{Ru} + a_{62} P_{NSI} + a_{72} WAB + a_{82} LB_{Sth,t-1} + a_{92} SEM + \mu$$

$$(3)\quad EX_{Sth} = a_{03} + a_{13} P_{Sth} + a_{23} P^{I}_{Sth} + a_{33} P_{Ind} + a_{43} L + a_{53} TK + a_{63} EX'Fö'Ma + a_{73} Q + \mu$$

$$(4)\quad IM_{Sth} = a_{04} + a_{14} P_{Sth} + a_{24} P^{BRD}_{Sth} + a_{34} P_{Z} + a_{44} P_{B} + a_{54} P_{Ru} + a_{64} P_{NSI} + a_{74} WAB + a_{84} LB_{Sth,t-1} + a_{94} SCHN + a_{104} IM_{Sth,t-1} + \mu$$

$$(5)\quad A_{Sth} - (N_{Sth} + IM_{Sth}) = EX_{Sth} - IM_{Sth}$$

$$(6)\quad A_{Ind} = a_{06} + a_{16} P_{Ind} + a_{26} P_{Sth} + a_{36} L + a_{46} TK + a_{56} P_{Br} + a_{66} SCHN + \mu$$

$$(7)\quad N_{Ind} = a_{07} + a_{17} P_{Ind} + a_{27} P^{A}_{Ind} + a_{37} BSP + a_{47} P_{Pa} + a_{57} P_{R} + a_{67} LB_{Ind,t-1} + \mu$$

$$(8)\quad IM_{Ind} = a_{08} + a_{18} P_{Ind} + a_{28} P^{A}_{Ind} + a_{38} BSP + a_{48} P_{Pa} + a_{58} P_{R} + a_{68} LB_{Ind,t-1} + a_{78} A_{Ind} + \mu$$

$$(9)\quad A_{Ind} - (N_{Ind} + IM_{Ind}) = EX_{Ind}[2] - IM_{Ind}$$

---

[1] In der Wahl der Periodizität des Modells musste ich mich für ein Jahresmodell entscheiden (Beobachtungszeitraum von 1952 bzw. 1955 bis 1975), weil nur Jahreswerte zur Verfügung stehen. Die Schätzung eines Quartals- oder Monatsmodells würde aber auch an der Tatsache scheitern, dass die Holzernte fast ausschliesslich in den Wintermonaten erfolgt.

[2] Auf die Schätzung der Industrieholzexporte kann, wie erwähnt, wegen der geringen quantitativen Bedeutung dieser Exporte und wegen der kaum feststellbaren Streuung der einzelnen Jahreswerte bis Mitte der 60-er Jahre verzichtet werden. Die Industrieholzexporte werden deshalb nicht "erklärt", obwohl sie im Holzmarktmodell streng genommen als eine endogene Variable zu betrachten sind.

Die einzelnen Variablenabkürzungen bedeuten:

a) Endogene Variablen[1)]

A_{Sth}	=	Nadelstammholzangebot
N_{Sth}	=	Nadelstammholznachfrage
EX_{Sth}	=	Nadelstammholzexporte
IM_{Sth}	=	Nadelstammholzimporte
P_{Sth}	=	Nadelstammholzpreis
A_{Ind}	=	Industrieholzangebot
N_{Ind}	=	Industrieholznachfrage
IM_{Ind}	=	Industrieholzimporte
P_{Ind}	=	Nadelindustrieholzpreis
(EX_{Ind})	=	Industrieholzexporte

b) Praedeterminierte Variablen[1)]

P^{I}_{Sth}	=	Italienischer Nadelstammholzpreis
L	=	Waldarbeiterlöhne
TK	=	Rüst- und Transportkosten
SCHN	=	Schadholznutzung (Dummyvariable)
P^{BRD}_{Sth}	=	Deutscher Nadelstammholzpreis
P_{Z}	=	Zementpreis
P_{B}	=	Backsteinpreis
P_{Ru}	=	Rundeisenpreis
P_{NSI}	=	Nadelschnittholzpreis
WAB	=	Wachstumsrate des Bauvolumens
$LB_{Sth,t-1}$	=	Nadelstammholzlagerbestände der Vorperiode
SEM	=	"Seelenmassage" der Kantone und der Verbände (Dummyvariable)
EX'Fö'Ma	=	Exportförderungsmassnahmen (Dummyvariable)
Q	=	Nadelstammholzexporte der Vorperiode ab 1969
$IM_{Sth,t-1}$	=	Nadelstammholzimporte der Vorperiode
P_{Br}	=	Laubbrennholzpreis

[1)] Auf die Definition der beiden Begriffe endogene und praedeterminierte Variablen wird in Abschnitt 4.2. näher eingegangen.

P^{A}_{Ind} = Oesterreichischer Nadelindustrieholzpreis
BSP = Bruttosozialprodukt
P_{Pa} = Papierpreis
P_{R} = Restholzpreis
$LB_{Ind,t-1}$ = Industrieholzlagerbestände der Vorperiode

Bei den Gleichungen (1) - (4) und (6) - (8) des interdependenten Holzmarktmodells auf S.94 dieses Kapitels handelt es sich um sog. Verhaltensgleichungen, deren Parameter im 5. Kapitel geschätzt und quantifiziert werden. Die erklärenden Variablen (Regressoren) werden durch das sog. Störglied μ additiv ergänzt, weil die zu erklärenden Variablen (Regressanden) in diesen Gleichungen nie vollständig und genau determiniert werden können. In diesem Störglied sind sämtliche Einflussfaktoren, die nicht explizit in der Gleichung festgehalten werden, erfasst; denn in der Regel gibt es noch viele unwesentliche Faktoren, die alle einen relativ geringen Einfluss auf die Regressanden ausüben. Einige dieser Bestimmungsfaktoren beeinflussen die erklärte Variable positiv, andere wieder negativ, sodass für den Störterm μ ein Erwartungswert von Null ($E\mu = 0$) angenommen werden kann.

Die Gleichungen (5) und (9) hingegen sind Definitions- oder Identitätsgleichungen, welche die Gleichgewichtsbedingungen auf dem Nadelstammholz- bzw. auf dem Industrieholzmarkt charakterisieren. Diese eindeutig determinierten Gleichungen brauchen nicht geschätzt zu werden. Solche Identitätsgleichungen sind störungsfrei, d.h. sie enthalten keine Störvariable μ.

In Tabelle 1 schliesslich sind die von der Theorie erwarteten Vorzeichen für die Regressionskoeffizienten vor den erklärenden Variablen aufgeführt. Ihre theoretische Begründung, die auf einer Partialbetrachtung beruht, findet man im 3. Kapitel.

Tabelle 1: Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der Regressionskoeffizienten[1)]

Gleichung \ Koeffizienten	a_{1i}	a_{2i}	a_{3i}	a_{4i}	a_{5i}	a_{6i}	a_{7i}	a_{8i}	a_{9i}	a_{10i}
1 - A_{Sth}	> 0	> 0	$\lesseqgtr 0$	< 0	< 0	> 0				
2 - N_{Sth}	< 0	> 0	$\lesseqgtr 0$	> 0	> 0	> 0	> 0	< 0	> 0	
3 - EX_{Sth}	< 0	> 0	$\lesseqgtr 0$	< 0	< 0	> 0	> 0			
4 - IM_{Sth}	> 0	< 0	$\lesseqgtr 0$	> 0	> 0	> 0	> 0	< 0	< 0	> 0
6 - A_{Ind}	> 0	$\lesseqgtr 0$	< 0	< 0	< 0	> 0				
7 - N_{Ind}	< 0	> 0	> 0	> 0	> 0	< 0				
8 - IM_{Ind}	> 0	< 0	> 0	> 0	> 0	< 0	< 0			

4.2. Endogenität und Exogenität von Variablen

In diesem Abschnitt werden die Begriffe endogene und praedeterminierte Variablen kurz erklärt und definiert. Die Unterscheidung der endogenen von den exogenen bzw. praedeterminierten Variablen ist bei der ökonometrischen Modellanalyse unerlässlich.

a) Endogene Variablen

Eine Variable heisst endogen, wenn sie innerhalb des Gleichungssystems bestimmt wird. Im vorstehenden interdependenten Holzmarktmodell sind folgende 9 Variablen endogen: A_{Sth}, N_{Sth}, EX_{Sth}, IM_{Sth}, P_{Sth}, A_{Ind}, N_{Ind}, IM_{Ind} und P_{Ind}. Auf eine Erklärung der ebenfalls endogenen Variablen EX_{Ind} ist aus den bereits erwähnten Gründen verzichtet worden.[2)]

b) Praedeterminierte Variablen

Unter den praedeterminierten Variablen werden alle exogenen sowie die endogen und exogen verzögerten Variablen verstanden. Die exogenen Variablen bestimmen wohl die Lösung des Gleichungssystems, werden aber von ihr selbst

---

1) Ueber die erwarteten Vorzeichen des konstanten Gliedes a_{0i} (i=1,... 4 bzw. 6, 7, 8) werden keine Aussagen gemacht, da für die empirische Analyse das konstante Glied nur von sekundärem Interesse ist.

2) Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 3.3.3.; S. 87

nicht beeinflusst. Die Eigenschaft der verzögerten Variablen ("lagged variables") liegt darin, dass sie als Erklärungsvariablen erst nach einer zeitlichen Verzögerung von einer oder mehreren Perioden wirken. Die endogen verzögerten Variablen können genau gleich behandelt werden wie die exogenen und die exogen verzögerten Variablen, denn sie beeinflussen wohl das Wirtschaftsgeschehen, werden aber andererseits nicht durch die Wirtschaft während der laufenden Periode bestimmt.

Allgemeiner werden die exogenen Variablen durch die Unabhängigkeit von der Störvariablen μ definiert. Es ist jedoch ausserordentlich schwierig, auf empirischem Wege zu überprüfen, ob eine solche Unabhängigkeit zwischen den exogenen Variablen und der Störvariablen vorliegt oder nicht. "In der Praxis behilft man sich deshalb mit a priorischen Kausalvorstellungen, die man aus den allgemeinen Erfahrungen über das Zustandekommen ökonomischer Entscheidungen, also aus der Wirtschaftstheorie entnimmt. Danach ist (die exogene Variable) x als eine Variable aufzufassen, die zwar (die endogene Variable) y kausal beeinflusst, nicht aber umgekehrt von y beeinflusst wird."[1)]

Bei jeder ökonometrischen Analyse stellt sich für den Empiriker die entscheidende Frage, welche Variablen er als exogen wählen kann. Dieses Problem lässt sich nie eindeutig lösen, weil Interdependenzen zwischen den einzelnen Variablen fast immer vorhanden sind. Ist die zweiseitige Kausalrichtung zwischen zwei Variablen jedoch nur schwach, so kann der Empiriker diese Interdependenz bei der Modellkonstruktion vernachlässigen und die betreffende Variable als annäherungsweise exogen betrachten. "Ob man eine Variable als exogen betrachtet oder nicht, ist daher z.T. Ermessensfrage und hängt u.a. von den Zielen ab, die man mit dem Bau und der Analyse eines ökonometrischen Modells verfolgt."[2)]

Als exogen können v.a. die Variablen betrachtet werden, die nicht unter dem Einfluss des Menschen stehen, wie z.B. das Wetter. Im Holzmarktmodell steht die Variable "Schadholznutzung" als Ausdruck für ungünstige Witterungsverhältnisse. Diese Variable beeinflusst dabei die Höhe des Holzangebotes ganz

---

[1)] Zitiert aus: Schneeweiss, H.; a.a.O.; S. 35-36.

[2)] Zitiert aus: Schneeweiss, H.; a.a.O.; S. 243

beträchtlich; umgekehrt vermag jedoch der Holzmarkt die Witterungsverhältnisse praktisch in keiner Weise zu bestimmen. In ökonometrischen Modellanalysen werden auch Variablen aus dem sozialen Bereich meistens als exogen angesehen. Dazu gehören etwa das Bevölkerungswachstum, Eheschliessungen und Todesfälle, die nur indirekt vom ökonomischen Leben beeinflusst werden.[1] Auch Variablen, deren Höhe und Bestimmung allein der Entscheidungsgewalt einer Institution (wie z.B. des Staates) unterliegt, werden meistens als näherungsweise exogen angenommen.

Im vorliegenden Marktmodell können auch das Bruttosozialprodukt, die Wachstumsrate des Bauvolumens und andere gesamtwirtschaftliche Daten als exogen betrachtet werden, weil diese Variablen wohl die Entwicklung auf dem Holzmarkt kausal beeinflussen können, andererseits jedoch in ihrer Höhe vom Holzmarkt nur marginal tangiert werden. Diese Tatsache lässt sich damit begründen, dass der Anteil der Wertschöpfung des Holzmarktes am gesamten Bruttosozialprodukt mit ca. 3% nur sehr gering ist. Auf ähnlichen Ueberlegungen basierend können auch die ausländischen Holzpreise als exogen angesehen werden, denn der international gesehen relativ unbedeutende schweizerische Holzmarkt kann das Niveau der ausländischen Holzpreise kaum nachhaltig beeinflussen.

Wesentlich fragwürdiger ist hingegen die Exogenisierung der Variablen Restholzpreis, Brennholzpreis und Papierpreis. Der Grund, weshalb diese Preise als exogene Variablen gewählt worden sind, liegt in erster Linie darin, dass das Modell nicht beliebig ausgeweitet werden kann. Eine Endogenisierung dieser Variablen würde das Modell nämlich wesentlich komplizieren. Daneben wird vermutet, dass der Brennholzpreis stärker durch die Entwicklung auf dem Energiesektor als angebotsseitig durch den Holzmarkt bestimmt wird. Ebenso kann angenommen werden, dass die Höhe der Restholz- und Papierpreise stark von der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung mitbestimmt und nur marginal vom Holzmarktverlauf determiniert wird.

---

[1] Die Exogenität dieser Variablen ist heute jedoch bereits sehr umstritten. Vgl. dazu etwa Lebergott, S.: The Labor Force and Marriages as Endogenous Factors; in Duesenberry, u.a.: The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States; Chicago-Amsterdam, 1965.

Es ist an dieser Stelle allerdings hinzuzufügen, dass die Behandlung von Variablen, die eher endogener Art sind, als Exogene zu einer systematischen Verzerrung bei der Schätzung der Regressionskoeffizienten führen kann. Der Grund dieser Verzerrung, deren Richtung dem Empiriker unbekannt ist, ist die Verletzung der Annahme bezüglich der stochastischen Unabhängigkeit zwischen Regressoren und Störglied.[1] Auf die Konsequenzen, die eine solche Verzerrung ("Simultaneitätsbias") mit sich bringt, ist später noch einzugehen. Es kann jedoch angenommen werden, dass die teilweise Verzerrung der einzelnen Regressionskoeffizienten, die durch die Exogenisierung der drei erwähnten Preisvariablen hervorgerufen werden kann, nicht allzu stark ins Gewicht fallen dürfte. Trotz dieses möglicherweise nicht ganz korrekten Modellansatzes dürfen aber brauchbare Regressionsergebnisse erwartet werden.

4.3. Mathematische Anforderungen an das interdependente Holzmarktmodell

Wie aus Abschnitt 4.1. ersichtlich wird, ist dem interdependenten Holzmarktmodell eine lineare Form zugrundegelegt worden. Dies geschah in erster Linie deshalb, weil nichts auf die Annahme von nicht-linearen Zusammenhängen auf dem Holzmarkt hinzudeuten vermag. Zudem wird dank der Zugrundelegung einer linearen mathematischen Form die Rechenarbeit ganz wesentlich erleichtert. Nur nebenbei sei erwähnt, dass Schätzungen, die sich auf einen multiplikativen Modellansatz bezogen, zu keiner offensichtlichen Verbesserung der Schätzresultate geführt haben. Es erscheint somit durchaus gerechtfertigt, die lineare Form des Holzmarktmodells als eine geeignete Approximation an die Wirklichkeit zu betrachten.

Die mathematische Vollständigkeit des Modells ist dadurch gewährleistet, dass den 9 endogenen Variablen, die in Abschnitt 4.1. aufgezählt wurden, 9 unabhängige Gleichungen (7 Verhaltens- und 2 Definitionsgleichungen) gegenüberstehen. Dadurch können alle 9 endogenen oder unabhängigen Variablen erklärt und determiniert werden.

---

[1] Die Annahmen, auf denen das klassische Modell der Normalregressionen aufgebaut wird, werden u.a. beschrieben in Johnston, J.: a.a.O. p. 121 ff.

Bei einem interdependenten Modell[1] ist es notwendig, die einzelnen Gleichungen bezüglich ihrer Identifizierbarkeit[2] zu überprüfen. Mit anderen Worten, es muss untersucht werden, ob die Parameter einer Gleichung auf sinnvolle Art und Weise schätzbar sind. Sie sind es nämlich nicht, wenn die entsprechende Gleichung unteridentifiziert ist. Die Strukturparameter können in einem solchen Falle nicht eindeutig quantifiziert werden. Wie sich jedoch leicht nachprüfen lässt, erfüllen die Gleichungen des interdependenten Holzmarktmodells ausnahmslos die Bedingungen der Identifizierbarkeit. Das Modell ist sogar überidentifiziert. Diesem Umstand wird bei der zweistufigen Schätzung Rechnung getragen.

Das interdependente Holzmarktmodell kann nun sinnvollerweise wieder aufgegliedert werden in ein Nadelstammholz- und in ein Industrieholzmarktmodell. Die ersten fünf Gleichungen des Systems auf S.94 dieses Kapitels charakterisieren das Nadelstammholzmarktmodell, das 6 endogene Variablen enthält. Die 6. endogene Variable dieses Teilmodells, der Industrieholzpreis, wird nicht direkt durch das Nadelstammholzmarktmodell erklärt, sondern simultan durch das Industrieholzmarktmodell bestimmt. Das Industrieholzmarktmodell seinerseits wird

---

[1] Pro memoria: Man spricht dann von der Interdependenz eines Modells, wenn endogene Variablen auch als Regressoren auftreten, was in einem Marktmodell stets der Fall ist. Zu beachten ist nämlich, dass nur bei einem interdependenten Modell das Identifikationsproblem überhaupt zur Sprache kommen kann.

[2] Der an der Identifikationsproblematik interessierte Leser sei auf folgende Spezialliteratur verwiesen:
- Wonnacott, R.J. and Wonnacott, T.H.: Econometrics; John Wiley, New York-London-Sidney-Toronto, 1970. pp. 172-189 bzw. 343-356
- Schneeweiss, H.: a.a.O.; S. 260-287
- Johnston, J.: a.a.O.; S. 341-376
- Garbers, H.: Die Identifizierbarkeit von Strukturen in einigen nichtlinearen Modellen; Workshop-Paper, 1977
- Deistler, M.: The Identifiability of Linear Econometric Models with Autocorrelated Errors; in: International Economic Review, Vol. 17, No. 1. 1976. pp. 26-46.

durch die Gleichungen (6) bis (9) erfasst. Es enthält 5 endogene Variablen, wovon der Stammholzpreis simultan im Nadelstammholzmarktmodell determiniert wird. Diese vollständige Interdependenz der beiden Marktmodelle muss bei der zweistufigen Schätzung gebührend berücksichtigt werden.

4.4. Schätzung mit nominellen Werten

Den Schätzungen der einzelnen Regressionsgleichungen im 5. Kapitel werden Variablen mit nominellen Werten zugrundegelegt. Es muss jedoch präzisiert werden, dass auf der linken Seite der Gleichungen die erklärten Variablen oder Regressanden nicht in Schweizer Franken, sondern in Festmetern (fm) gemessen werden, während die Regressoren fast durchwegs in Franken zu laufenden Preisen definiert sind. Auf eine Deflationierung der Preis- und Einkommensvariablen ist bewusst verzichtet worden. Es drängt sich nun die Frage auf, wie sich dieses Vorgehen vernünftig rechtfertigen lässt.

Betrachtet man eine Nachfragegleichung, in der die nachgefragte Menge - gemessen in kg oder in fm - allein vom betreffenden Güterpreis und vom Einkommen abhängt, so erscheint eine Deflationierung von Preis und Einkommen mit einem geeigneten Deflator unerlässlich. Diese Deflationierung berücksichtigt nämlich indirekt die nicht in der Gleichung aufgenommenen Preise von Substituten und Komplementen als Regressoren. Bei einer Regressionsgleichung hingegen, in der die nachgefragte Menge vom jeweiligen Preis sowie von den Preisen der Substitute und Komplemente und vom Einkommen abhängig gemacht wird, erweist sich eine Deflationierung als nicht unbedingt erforderlich, weil jetzt die Preise der Substitute und Komplemente nicht mehr als konstant angenommen werden müssen.

Im oben aufgestellten interdependenten Holzmarktmodell habe ich die Hypothese unterstellt, dass die einzelnen Verhaltensgleichungen homogen vom Grade Null sind, was implizit bedeutet, dass keine Geldillusion vermutet wird. Anders formuliert heisst dies, dass eine gleichzeitige Veränderung sämtlicher Preis- und Einkommensvariablen keinen Einfluss auf die nachgefragte "reale" Menge ausübt.

Man muss sich jedoch der Tatsache bewusst sein, dass diese Hypothese bei gewissen Gleichungen problematisch sein kann. Dieser Umstand soll etwas genauer

betrachtet werden. Dazu lässt sich als Beispiel die etwas vereinfachte Nachfragegleichung von Nadelstammholz verwenden:

$$(1)\quad N_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P^{BRD}_{Sth} + a_3 P_Z + a_4 WAB + a_5 LB_{Sth,t-1} + \mu$$

Setzt man Homogenität nullten Grades voraus, so gilt:

$$(2)\quad \lambda^0 \cdot N_{Sth} = a_0 + a_1 \lambda P_{Sth} + a_2 \lambda P^{BRD}_{Sth} + a_3 \lambda P_Z + a_4 \lambda WAB + a_5 \lambda LB_{Sth,t-1} + \mu$$

Bei dieser Beziehung können gewisse Probleme auftreten, die auf das Vorhandensein des konstanten Gliedes und von mengenmässigen Regressoren - wie in dieser Nachfragegleichung der Nadelstammholzlagerbestand der Vorperiode gemessen in Festmetern - zurückzuführen sind. Die Schätzung von Strukturgleichung (1) kann damit zu leichten Verzerrungen bei den einzelnen Regressionskoeffizienten führen.

Es muss aber auch beigefügt werden, dass eine Deflationierung ähnliche Probleme mit sich bringt wie die Schätzung mit vorwiegend nominellen Werten. In der Praxis gibt es nämlich keine exakten Deflatoren; man ist weit von einem über längere Zeit "gleichbleibenden Güterbündel" entfernt. Reale Grössen stellen somit immer eine Fiktion dar. Aus diesem Grunde könnte auch eine Schätzung mit ausschliesslich "realen" Grössen eine erwartungstreue Schätzung der einzelnen Koeffizienten nicht garantieren.

4.5. Die verschiedenen Schätzverfahren

In diesem Abschnitt wird kurz erwähnt, welche Schätzverfahren im 5. Kapitel zur Quantifizierung der Regressionskoeffizienten in den einzelnen Verhaltensgleichungen zur Anwendung gelangen. Auf eine genaue Beschreibung und Diskussion der verschiedenen Schätzverfahren muss im Rahmen dieser Arbeit allerdings verzichtet werden. Dazu wird auf die zahlreiche Spezialliteratur verwiesen.

In einem ersten Schritt werden die verschiedenen Strukturgleichungen des Holzmarktmodells mit der einstufigen Methode der kleinsten Quadrate - in der Fachsprache üblicherweise OLS ("Ordinary-Least-Squares") - Methode genannt - geschätzt. Die OLS-Schätzmethode ist ein Einzelgleichungsschätzverfahren. Jede Gleichung wird unabhängig von den übrigen Gleichungen des Systems geschätzt.

Eine Voraussetzung für die Anwendung des OLS-Schätzverfahrens liegt in der stochastischen Unabhängigkeit zwischen der Störvariablen μ und den einzelnen Regressoren. Bei einem interdependenten System ist diese Voraussetzung in der Regel verletzt, weil die Störvariable eine mehr oder weniger starke Korrelation mit den endogenen Regressoren aufweist. Diese Tatsache wird sich in inkonsistenten Schätzwerten auswirken.[1)]

Obwohl das OLS-Schätzverfahren für die Schätzung interdependenter Modelle aus diesem Grunde nicht die geeignetste Methode darstellt, wurden die ersten Schätzversuche mit dem OLS-Verfahren durchgeführt. Die Resultate, die man mit Hilfe von OLS erhält, erlauben trotz des auftretenden Simultaneitätsbias eine erste Prüfung der Güte der theoretischen Modellspezifikation. Bei der Interpretation der OLS-Schätzergebnisse muss man sich aber dieser systematischen Fehlschätzung der jeweiligen Parameter, deren Richtung in den meisten Fällen unbekannt ist, bewusst sein.

In einem zweiten Schritt wird schliesslich versucht, mit Hilfe der zweistufigen Methode der kleinsten Quadrate ("Two-Stage-Least-Squares", TSLS), die bei Vorliegen von interdependenten Modellen als die adäquatere Schätzmethode betrachtet wird, die bisherigen Schätzergebnisse zu verbessern und den Simultaneitätsbias zu beseitigen.[2)] Die TSLS-Schätzmethode wird - wie ihr Name bereits vorwegnimmt - in zwei Stufen unterteilt. In der ersten Stufe wird die sog. reduzierte Form geschätzt, in der die endogenen Regressoren, die mit dem Störglied μ korreliert sind, mit allen praedeterminierten Variablen des Systems in Beziehung gesetzt werden. Weil diese praedeterminierten Variablen annahmegemäss mit der Störvariablen μ unkorreliert sein müssen, ist auch der auf diese Weise berechnete Wert der endogenen Regressoren, der als der theoretische Wert bezeichnet wird, unabhängig vom Störglied μ. Verwendet man nun in der zweiten Stufe, in der sog. Strukturgleichung oder strukturellen Form, die theoretischen Werte des endogenen Regressors als erklärende Variablenwerte, so kann dadurch der Simultaneitätsbias ausgeschaltet werden und man erhält konsistente Schätzwerte.

---

1) Man spricht in einem solchen Falle vom Simultaneitätsbias oder von der sog. Haavelmoo-Verzerrung.

2) In Unterabschnitt 4.5.3. wird kurz das Problem angeschnitten, ob die TSLS-Methode der OLS-Methode wirklich so überlegen ist, wie dies in den herkömmlichen Oekonometriebüchern gelehrt wird.

Die reduzierte Form ist zugleich eine geeignete Prognoseform eines ökonometrischen Modells, weil bei gegebenen praedeterminierten Variablen leicht die Regressionswerte der endogenen Regressoren berechnet und als Prognosewerte verwendet werden können. Zudem ist die reduzierte Form stets identifizierbar, weil nur praedeterminierte Variablen als Erklärende in Erscheinung treten.

Für den Wirtschaftspolitiker bleibt jedoch die strukturelle Form von primärem Interesse, weil diese zumeist mehr Informationen beinhaltet. Sie deckt das Ineinandergreifen der einzelnen ökonomischen Variablen auf, woraus auf die Kausalstruktur des ökonomischen Geschehens geschlossen werden kann. An dieser Stelle muss allerdings eingeschränkt werden, dass bei dem im 5. Kapitel angewandten zweistufigen Schätzverfahren nicht von der TSLS-Schätzmethode im strengen Sinne gesprochen werden darf, weil nicht alle systemunabhängigen praedeterminierten Variablen in der ersten Stufe zur Erklärung der endogenen Regressoren des ursprünglichen Modells verwendet werden können. Es handelt sich also vielmehr um eine "Instrumentalvariablen-Schätztechnik", d.h. der endogene Regressor wird durch eine Auswahl von praedeterminierten Variablen, die eine möglichst hohe Korrelation mit ihm aufweisen sollten, ersetzt.

4.5.1. Schätzverfahren bei beschränkter und bei voller Information

Bei den zur Anwendung gelangenden Schätzverfahren, der OLS- und der TSLS-Methode, handelt es sich um Schätzverfahren bei beschränkter Information. Der Anwendung der "Full-Information-Maximum-Likelihood"-Schätzmethode (FIML), die bei korrekter Modellspezifikation zu besseren Schätzergebnissen führen dürfte, weil sie alle a priori-Informationen berücksichtigt, stehen gewichtige Nachteile gegenüber. Bei der Anwendung des FIML-Schätzverfahrens ist die korrekte Modellspezifikation eine unerlässliche Voraussetzung für eine unverfälschte Parameterschätzung. Bei Fehlspezifikation auch nur einer Gleichung wird die Schätzung aller übrigen Regressionskoeffizienten verzerrt. Das Schätzverfahren bei beschränkter Information kann jedoch zu konsistenten Parameterschätzungen in einer Gleichung führen, selbst wenn nur gerade diese eine Gleichung einigermassen richtig spezifiziert wurde. Sind ausserdem in den Datenreihen auch nur einer Gleichung des Modells Fehler vorhanden, so führt die Schätzung mit der FIML-Methode zu verzerrten Parametern in allen Gleichungen des Systems.

Zusätzlich muss gesagt werden, dass die forst- und holzwirtschaftlichen Kreise viel mehr an den Angebots- und Nachfragefunktionen als an den Export- und Importfunktionen interessiert sind, was ebenfalls gegen die Anwendung von FIML spricht. Denn gerade die korrekte Spezifikation der Export- und Importgleichungen hat sich als äusserst schwierig erwiesen. Wie festgestellt werden konnte, ist eine korrekte Spezifikation der Export- und Importgleichungen nicht zuletzt wegen des Datenproblems praktisch unmöglich. Hinzu kommt schliesslich noch, dass die FIML - Schätzmethode mit einem wesentlich höheren Rechenaufwand verbunden ist als die Schätzverfahren bei beschränkter Information.

4.5.2. Die Hauptkomponentenanalyse[1)]

a) Allgemeines

Weil einerseits die Stichprobe zu klein ist, um alle praedeterminierten Variablen bei der zweistufigen Schätzung zu berücksichtigen (man hätte sonst zu wenig Freiheitsgrade), und weil andererseits teilweise eine hohe Multikollinearität zwischen den praedeterminierten Variablen vermutet wird, muss eine Auswahl unter diesen praedeterminierten Variablen getroffen werden, die in der ersten Stufe von TSLS als Regressoren Verwendung finden sollen.

Es stellt sich jetzt das ernsthafte Problem, wie diese Auswahl am besten vorgenommen werden soll. Als Lösung bietet sich dabei in erster Linie das Hauptkomponentenverfahren an. Eine Alternative dazu ist ein rein willkürliches und subjektives Vorgehen, indem man nur diejenigen praedeterminierten Variablen auswählt, die als repräsentativ betrachtet werden.[2)] Diese Vorgehensweise kann im interdependenten Holzmarktmodell, das in Abschnitt 4.1. beschrieben wurde, damit begründet werden, dass man beispielsweise zur Erklärung der endogenen Regressoren des Nadelstammholzmarktmodells in der ersten Stufe solche praedeterminierten Regressoren verwendet, die vorwiegend im Nadelstammholzmarktmodell auftreten. Ebenso wird man bei zwei stark miteinander korrelierten exogenen

---

1) Die Hauptkomponentenanalyse stellt einen Spezialfall der allgemeinen Faktorenanalyse dar.

2) Es muss hinzugefügt werden, dass das, was unter "repräsentativ" zu verstehen ist, allein durch die subjektive Entscheidung des Forschers bestimmt wird. Dies kann dazu führen, dass jeder Wissenschaftler wieder eine andere Auswahl von praedeterminierten Variablen als repräsentativ betrachtet.

Einflussfaktoren (man denke hier nur etwa an die verschiedenen Preise von Substituten und Komplementen) den einen Faktor aus der Betrachtung ausschliessen.[1)]

Ein grosser Nachteil des Hauptkomponentenverfahrens gegenüber dieser eher intuitiven Methode liegt darin, dass den einzelnen Hauptkomponenten nur in den seltensten Fällen eine ökonomische Bedeutung zugeordnet werden kann.

Das Hauptkomponentenverfahren bezweckt, aus einer bestimmten Anzahl von praedeterminierten Variablen durch Linearkombinationen eine kleinere Anzahl von orthogonalen (d.h. untereinander unkorrelierten) Faktoren zu generieren, die den Erklärungswert der ursprünglichen Variablen möglichst vollständig reproduzieren sollten. Damit lassen sich die Probleme eliminieren, die bei unterdimensionierten Stichproben und/oder bei hoher Multikollinearität bei den erklärenden Variablen auftreten.

Es ist also die Zielsetzung des Hauptkomponentenverfahrens, die ursprünglichen praedeterminierten Variablen $x_1, \ldots, x_k$ des gesamten Modells in neue Variablen $z_1, \ldots, z_g$ - in die sog. Hauptkomponenten - linear zu transformieren und zwar derart, dass z_1 den grössten Teil der Varianz aller x_i $(i = 1,\ldots,k)$ absorbiert und dass z_2 den grössten Teil der restlichen Varianz, nachdem der Einfluss von z_1 ausgeschaltet worden ist, auffängt usw. Die neuen Variablen $z_1, \ldots, z_g$ stehen damit zwangsläufig orthogonal zueinander, sodass die teilweise Multikollinearität in den ursprünglichen Regressoren eliminiert werden konnte. Mit diesem Verfahren lässt sich die Anzahl der vorherbestimmten Va-

---

1) Bei dieser Vorgehensweise muss implizit angenommen werden, dass die beiden miteinander korrelierten Variablen auch in Zukunft eine ähnliche Entwicklung durchlaufen.

2) Analytisch dargestellt wird das Hauptkomponentenverfahren z.B. in: Johnston,J. a.a.O.; pp. 322-331. und pp. 393-395 oder in: Dhrymes, P.J.: Econometrics, Statistical Foundations and Applications; New York-Evanston-London, 1970; pp. 53-65. Vgl. dazu auch Theil, H.: A Simple Modification of the Two-Stage-Least-Squares Procedure for Undersized Samples; in Goldberger and Duncan's Structural Equation Models in the Social Sciences, New York und London, 1973.

riablen, die bei der Schätzung der reduzierten Form als Regressoren Verwendung finden, reduzieren ($k > g$).[1)]

Für den üblichen Fall, dass die Hauptkomponenten die Varianzen der ursprünglichen Variablen nicht vollständig wiedergeben können (eine gewisse Information geht damit verloren), soll an dieser Stelle noch hinzugefügt werden, dass die Schätzverfahren bei beschränkter Information auch dann noch zu konsistenten, wenn auch weniger effizienten Schätzungen führen, wenn nicht alle praedeterminierten Variablen des Systems als erklärende Grössen für die Schätzung der reduzierten Form verwendet werden. Das Hauptkomponentenverfahren beeinträchtigt also die Konsistenz der Schätzung in keiner Weise.

b) Implikationen des Hauptkomponentenverfahrens

Es stellt sich nun die wichtige Frage, was mit dem Hauptkomponentenverfahren in der Praxis unternommen werden kann. Es sei deshalb nochmals daran erinnert, dass das Ziel bei der Anwendung des Hauptkomponentenverfahrens darin besteht, die Anzahl der praedeterminierten Variablen des Modells, die in der ersten Stufe der Schätzung als Regressoren Verwendung finden sollen, zu reduzieren.

Ist $g < k$, d.h. die Anzahl der Hauptkomponenten g ist kleiner als die Zahl der praedeterminierten Variablen k, so müssen $(k - g)$ Eigenwerte gleich Null sein. Die Erklärungskraft der k X-Variablen wird von den g Hauptkomponenten, die in der orthogonalen Hauptkomponentenmatrix Z enthalten sind, somit vollständig übernommen. In diesem Idealfall verliert man durch die Anwendung des Hauptkomponentenverfahrens keinerlei Information.

Der Fall der vollständigen Multikollinearität stellt in der Praxis allerdings die Ausnahme dar. Liegt nur annähernde Multikollinearität vor, d.h. ist die X-Matrix vollrangig, so ist kein Eigenwert exakt gleich Null. Doch werden einige Eigenwerte in diesem Falle nahe bei Null liegen, sodass die entsprechenden Hauptkomponenten bei der Schätzung als Regressoren vernachlässigt werden können, weil sie nur sehr wenig zur Erklärung der unabhängigen Variablen beitragen.

[1)] Auf S.109 dieses Kapitels werden die Kriterien zur Sprache kommen, welche für die Weiterverwendung der Hauptkomponenten als Regressoren in der reduzierten Form massgebend sind.

Für den Empiriker stellen sich jetzt die folgenden Fragen: Wann ist ein Eigenwert nahe bei Null? Welche Hauptkomponenten sollen bei der Schätzung weiterverwendet werden? Auf diese Fragen gibt es keine konkreten Antworten. Der Statistiker kann nur durch praktische Erfahrung ein "Gefühl" dafür gewinnen, ob ein Eigenwert relativ klein oder relativ gross ist. Gerade hier liegt meines Erachtens ein grosser Nachteil des Hauptkomponentenverfahrens: Die Willkür der subjektiven Entscheidung kann auch bei diesem Verfahren nicht vollständig ausgeschaltet werden.

c) Das zweistufige Schätzverfahren und die Hauptkomponentenanalyse[1)]

Wie schon festgestellt worden ist, sind alle Strukturgleichungen des Holzmarktmodells von der folgenden Form:

(20) $\vec{y} = Y_i\beta + X_i\gamma + \mu$

Y_i = Matrix der endogenen Regressoren in der i-ten Gleichung

X_i = Matrix der praedeterminierten Regressoren in der i-ten Gleichung

Weil in jeder Strukturgleichung mindestens eine endogene Variable als Regressor auftritt, führt das OLS-Schätzverfahren zu inkonsistenten Parameterschätzungen. Diese Tatsache veranlasst den Empiriker in der Regel, die OLS-Schätzmethode durch das zweistufige Schätzverfahren der kleinsten Quadrate (TSLS) zu ersetzen.

Die erste Stufe des zweistufigen Schätzverfahrens, die sog. reduzierte Form, umfasst die Regressionen von Y_i auf $X = [X_i, X_j]$. X_i ist dabei die Matrix der in der betrachteten Gleichung erscheinenden praedeterminierten Variablen [(n x K - k) - Matrix]. X ist also eine (n x K)-Matrix. Es sind in diesem Falle somit K reduzierte Form-Parameter zu schätzen.

Weil nun aber K im Vergleich zum Stichprobenumfang n zu gross ist - die Anzahl der Freiheitsgrade wird damit zu knapp - wird die X-Matrix mit Hilfe der Hauptkomponentenanalyse in die sog. Z-Matrix (Hauptkomponentenmatrix) transformiert.

---

1) Vgl. hierzu Johnston, J.: a.a.O.; pp. 393-395

Es erweist sich m.E. als zweckmässig, die Hauptkomponentenanalyse nur auf die nicht in der betrachteten Gleichung auftretenden praedeterminierten Variablen des Modells, also nur auf die Matrix X_j, anzuwenden und diejenigen praedeterminierten Variablen, die in der Gleichung als Regressoren vorkommen und in der Matrix X_i enthalten sind, in jedem Falle in der ersten Stufe als Regressoren zu verwenden. Die neue Regressorenmatrix Z setzt sich somit zusammen aus $[X_i, F]$. F ist hier die eigentliche Hauptkomponentenmatrix, die durch eine lineare Transformation aus der Matrix X_j gebildet werden konnte.

Ein Nachteil dieses Vorgehens besteht darin, dass für jede einzelne Gleichung des Modells die Hauptkomponenten wieder neu berechnet werden müssen, weil die Matrix X_j von Gleichung zu Gleichung unterschiedlich ist. Dies führt zu einem grossen Rechenaufwand.[1)]

4.5.3. OLS versus TSLS - ein Vergleich zweier Schätzmethoden

In Abschnitt 4.5. auf S.103 ff. dieses Kapitels wurde gezeigt, dass die Two-Stage-Least-Squares (TSLS)-Schätzmethode in einem simultanen System zu konsistenten Parameterschätzungen führt. Die OLS-Schätzwerte dagegen sind unabhängig von der Stichprobengrösse verzerrt (Inkonsistenz als Folge des Simultaneitätsbias).

Die Meinung, dass man mit der TSLS-Methode bei der Schätzung immer den wahren Wert trifft, während die OLS-Schätzwerte aufgrund des Simultaneitätsbias vom

---

1) Es soll an dieser Stelle auf einen Aufsatz von Henry Theil hingewiesen werden, in dem eine Schätzmethode bei unterdimensionierten Stichproben entwickelt wird. Diese Schätzmethode gehört ebenfalls der Gruppe der Schätzverfahren bei beschränkter Information an ("limited information methods"); dies impliziert, dass Spezifikationsfehler bei den übrigen Gleichungen sich nicht auf die untersuchte Gleichung auswirken können.
Die Verbesserung dieses neuen Schätzverfahrens gegenüber dem oben beschriebenen Hauptkomponentenverfahren dürfte v.a. darin liegen, dass Theil bei seiner Methode die Willkür des Hauptkomponentenverfahrens zu vermeiden versucht. Da eine ausführliche Behandlung dieser neuen Schätztechnik den Rahmen dieser Arbeit sprengen würde, begnüge ich mich an dieser Stelle mit einem Literaturhinweis: Theil, H.: A Simple Modification of the TSLS-Procedure for Undersized Samples; in Goldberger and Duncan's: Structural Equation Models in the Social Sciences; New York and London, 1973.

wahren Wert weit entfernt liegen können, ist nur bei unendlich grossen Stichproben richtig. Für den an die Endlichkeit der Stichproben gebundenen Empiriker stellt sich nämlich die Frage, wie sich die Verteilungen der verschiedenen Schätzfunktionen bei endlichen Stichproben verhalten. Darüber hat die theoretische Oekonometrie bisher noch recht wenig ausgesagt. Hingegen sind mehrere Simulationsstudien[1], in welchen die relative Güte der verschiedenen Schätzverfahren untersucht wird, durchgeführt worden.

Bei endlichen Stichproben, wie sie bei jeder ökonometrischen Untersuchung dem Empiriker vorliegen, sind sowohl OLS wie auch TSLS in einem simultanen Modell verzerrt, d.h. die Erwartungswerte der Schätzparameter der beiden Methoden entsprechen nicht den wahren Werten. Für das zweistufige Schätzverfahren TSLS bleibt jedoch die Konsistenzeigenschaft bei endlichen Stichproben erhalten. Es stellt sich jetzt die grundsätzliche Frage, ob daraus die Schlussfolgerung gezogen werden kann, dass TSLS für den Empiriker die bessere Schätzmethode[2] repräsentiert. Oder gibt es eventuell auch andere Eigenschaften der beiden Methoden, die eher für die Anwendung von OLS sprechen?

Bei unendlichen Stichproben führt das zweistufige Schätzverfahren zu unverzerrten Parameterschätzungen. Bei endlichen Stichproben hingegen ist unsicher, ob konsistente Schätzverfahren wie TSLS bessere Schätzergebnisse liefern als OLS. Es lässt sich nichts darüber aussagen, ob man mit einer konsistenten Schätzmethode bereits bei einem Stichprobenumfang von kleiner als Unendlich den wahren (unbekannten) Parameter erreichen kann. Ebenso unbekannt ist, bei welcher Stichprobengrösse die Präzision der Schätzung bei Anwendung eines konsistenten Schätzverfahrens zunimmt.

---

[1] U.a. Simulationsstudien von:
- Summers, R.: A Capital Intensive Approach to the Small Sample Properties of Various Simultaneous Equation Estimators; in: Econometrica, Vol.33. Nr. 1, January 1965
- Quandt, R.E.: On Certain Small Sample Properties of k-Class Estimators; in: International Economic Review, Vol. 6, Nr. 1, January 1965
- Cragg, J.G.: On the Relative Small Sample Properties of Several Structural Equation Estimators; in: Econometrica, Vol. 35, Nr. 1, January 1967

[2] Es wird dann von der "besseren" Schätzmethode gesprochen, wenn der geschätzte Parameter "näher" beim wahren Wert liegt. Es ist jedoch zu bemerken, dass dieser wahre Parameterwert dem Empiriker nicht oder nur gemäss seinem Vorzeichen bekannt ist.

Weil es nicht möglich ist, die beiden Schätzmethoden OLS und TSLS analytisch miteinander zu vergleichen, haben die drei erwähnten Autoren - Summers, Quandt und Cragg - versucht, anhand mehrerer Beispiele Rückschlüsse auf die relative Güte der beiden Verfahren zu ziehen. Es ist daher kaum möglich, allgemeine Schlussfolgerungen herzuleiten, weil die Resultate sich stets auf die ausgewählten Beispiele und Ausgangsdaten beziehen. Ergeben sich aber für mehrere verschieden gelagerte Beispiele ähnliche Konsequenzen, so kann deren Allgemeingültigkeit als approximativ erfüllt angesehen werden.

Die drei Autoren verwenden als Kriterium zur Beurteilung der relativen Güte der beiden Schätzmethoden einerseits das arithmetische Mittel[1)] der Schätzparameter und andererseits als Mass für die Streuung der entsprechenden Schätzparameter um den wahren Parameterwert den Mean-Square-Error (MSE)[1)] oder den Root-Mean-Square-Error (RMSE). Als Alternative zu diesem Streuungsmass würde sich die Standardabweichung der jeweiligen Schätzparameter oder ein Konzentrationsmass C anbieten.[2)]

Der Mean-Square-Error des Schätzparameters b wird dabei wie folgt definiert:

$$(1)\quad MSE = E\{(\hat{b} - b)^2\} = E\{[(\hat{b} - E\hat{b}) + (E\hat{b} - b)]^2\}$$

= Varianz + Quadrat des Bias

wobei : $\text{Varianz} = E\{(\hat{b} - E\hat{b})^2\}$

$\text{Bias} = E(\hat{b}) - b$

Der Mean-Square-Error setzt sich somit aus der Varianz und dem Quadrat des Bias (Verzerrung) zusammen.[3)]

---

1) Dabei wird die Existenz endlicher erster und zweiter Momente vorausgesetzt. Bei Nichtexistenz dieser zwei unteren Momente müsste der Erwartungswert etwa durch den Median ersetzt werden. Für den Root-Mean-Square Error müsste irgendein Konzentrationsmass gewählt werden.
Vgl. dazu: Basmann, R.L.: On the Exact Finite Sample Distributions of Generalized Classical Linear Structural Estimators; Santa Barbara: Technical Military Plannings Operation, July 1960

2) Vgl. dazu Quandt, R.E.: a.a.O.; p. 96 ff.

3) Vgl. dazu Johnston, J.: a.a.O.; p. 408 ff.

Die Ergebnisse, die sich aus den Simulationsstudien der drei Autoren ergeben haben, sind nicht in allen drei Studien identisch. Summers glaubt, die TSLS- sei der OLS-Schätzmethode in den meisten Fällen überlegen: "In almost every individual contest OLS was revealed inferior to its opponent. The aggregate statistics for the various groups in every case reveal FIML (Full-Information-Maximum-Likelihood), LISE (Limited-Information, Single-Equation), TSLS and LSNR (Least Squares, No Restrictions) to be superior to OLS."[1)]

Für Quandt und Cragg bleibt hingegen die Frage ungelöst, welche Methode die besseren Schätzresultate liefert: "Two-stage least-squares estimates are not unambiguously better than direct-least-squares estimates in small sample situations."[2)]

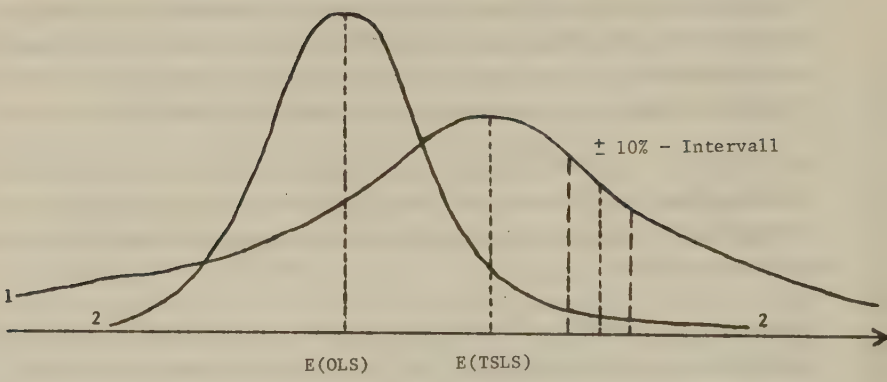
Quandt hält in seiner Studie weiter fest, dass die Verteilung der TSLS-Schätzparameter eine grössere Dichte in der Nähe des wahren Parameterwertes aufweist; diese Verteilung hat jedoch auch die breiteren Enden als die entsprechende OLS-Schätzparameter-Verteilung. "The evidence so far indicates that the distribution of two-stage-least-squares has a greater density in the immediate neighbourhood of the true value but that it also has much thicker tails than direct least squares; i.e., the distribution of two-stage-least squares has greater density than direct-least-squares sufficiently far from the true value."[3)]

[1)] Zitiert aus: Summers, R.; a.a.O.; p. 18

[2)] Zitiert aus: Quandt, R.E.; a.a.O.; p. 101

[3)] Zitiert aus: Quandt, R.E.: a.a.O.; p. 100

Figur 1:



Kurve 1 = Verteilung des TSLS-Schätzparameters bei endlichen Stichproben
Kurve 2 = Verteilung des OLS-Schätzparameters bei endlichen Stichproben

Diese Analyse von Quandt ist in Figur 1 graphisch dargestellt. Daraus wird deutlich, dass die Verteilung der TSLS-Schätzparameter eine grössere Wahrscheinlichkeitsdichte im ±10%-Intervall um den wahren Wert aufweist als die Verteilung des OLS-Parameters, d.h. der TSLS-Schätzparameter fällt mit grösserer Wahrscheinlichkeit ins ± 10%-Intervall um den wahren Parameterwert als der OLS-Parameter. Allerdings ist die Gefahr, dass der geschätzte TSLS-Parameter weit neben dem wahren Parameterwert liegt, wesentlich grösser als bei der einfachen OLS-Schätzung.

Basierend auf diesen Ueberlegungen hat Quandt die folgende Praktikerregel formuliert:

> "Since both methods of estimation have some advantages, the following procedure may be useful in concrete cases. Calculated both direct- and two-stage-least-squares estimates. If the difference between the two

> estimates is large, accept direct-least-squares as the estimate. If the difference between them is small, accept two-stage-least-squares."[1)]

Einschränkend muss an dieser Stelle festgehalten werden, dass solche "Kochrezepte" keineswegs blind befolgt werden dürfen. Wenn der Empiriker mit dem zweistufigen Schätzverfahren den wahren Parameterwert annähernd getroffen hat, seine OLS-Schätzung aber weit daneben liegt (beispielsweise am linken Schwanz der OLS-Parameterverteilung in Figur 1), so würde das blinde Befolgen der Quandt'schen Praktikerregel den Empiriker zu einer Fehlentscheidung verleiten.

Eine endgültige Beurteilung der relativen Güte der beiden Schätzmethoden OLS und TSLS bei endlichen Stichproben ist nach dem heutigen Stand der Forschung noch nicht möglich.

[1)] Zitiert aus: Quandt, R.E.: a.a.O.; p. 100

5. DIE SCHAETZERGEBNISSE

In diesem Kapitel werden die früher aufgestellten Hypothesen[1] über die ökonomischen Zusammenhänge auf dem Nadelstammholz- und auf dem Industrieholzmarkt empirisch überprüft und quantifiziert. Die einzelnen Schätzungen sind auf dem Computer der Universität Zürich durchgeführt und mit dem Programmpaket SESAM (OLS, GLS, TSLS und Hauptkomponentenanalyse) berechnet worden.[2]

Für jede einzelne Gleichung werden einige geschätzte Strukturen vorgestellt und diskutiert. Jede Strukturgleichung ist dabei zuerst mit Hilfe der OLS-Methode geschätzt worden. Anschliessend wurde dieselbe Gleichung mit dem zweistufigen Verfahren geschätzt, womit der früher diskutierte Simultaneitätsbias bei der OLS-Schätzung eliminiert werden konnte. Es muss an dieser Stelle nochmals darauf hingewiesen werden, dass im strengen Sinne nicht von einer zweistufigen Schätzmethode gesprochen werden darf, da nicht alle prädeterminierten Variablen des gesamten Modells in der reduzierten Form verwendet werden können. Es handelt sich, wie im 4. Kapitel bereits erklärt wurde, vielmehr um eine Instrumentalvariablen - Schätztechnik, d.h. die endogenen Regressoren werden durch eine Auswahl von prädeterminierten Variablen, die mit ihnen eine möglichst hohe Korrelation aufweisen sollten, ersetzt.

Im 4. Kapitel (S. 106 ff.) wurde die Hauptkomponentenanalyse als Alternative zu diesem eher willkürlichen Auswahlverfahren diskutiert. Die endogenen Regressoren werden bei der Hauptkomponentenanalyse durch die sog. Hauptkomponenten, die in diesem Falle 98% der Gesamtvarianz aller prädeterminierten Variablen des Modells erklären, bestimmt. Die Ergebnisse der zweistufigen Schätzung mit Hilfe des Hauptkomponentenverfahrens (Regressionskoeffizienten, t-Werte und übrige Testkoeffizienten) unterscheiden sich dabei erfreulicherweise bei praktisch allen Strukturgleichungen kaum von den Ergebnissen der oben erwähnten Schätzung mit Hilfe der Instrumentalvariablen - Schätztechnik. Aus diesem Grunde kann auf die Präsentation der Schätzresultate, die mit Hilfe des Hauptkomponentenver-

---

1) Vgl. dazu v.a. die Ausführungen im 3. Kapitel über die Bestimmungsfaktoren des schweizerischen Holzmarktes, S. 54-92.

2) Vgl. u.a. Benützerhandbuch REGAN (SESAM-System), Dokument SD-003.01, Institut für Empirische Wirtschaftsforschung, Zürich, 10.12.76.

fahrens erzielt wurden, verzichtet werden. Die geringen Unterschiede der Schätzergebnisse, die mit den verschiedenen zweistufigen Schätzferfahren berechnet wurden, lassen die Schlussfolgerung zu, dass bei der Instrumentalvariablen - Schätztechnik die "richtige" Auswahl von prädeterminierten Variablen zur Erklärung der endogenen Regressoren getroffen wurde.

Der Computeroutput mitsamt den üblichen Testkoeffizienten und einem Plot, in welchem die tatsächlichen und berechneten Werte der erklärten Variablen graphisch dargestellt werden, wird im Anhang zu diesem 5. Kapitel ausgewiesen. Zusätzlich sind im Computeroutput der einzelnen, in den folgenden Abschnitten diskutierten Strukturen jeweils noch die verschiedenen Elastizitäten bezogen auf den Mittelwert der betreffenden Variablen berechnet worden. Die Berechnung der Elastizitäten ist deshalb von Vorteil, weil der ausgewiesene Parameterwert von der Dimension, die den einzelnen verwendeten Variablen eigen ist, abhängt und von seiner absoluten Höhe daher nicht direkt auf die Einflussstärke des betreffenden Bestimmungsfaktors geschlossen werden kann. Mit Hilfe dieses dimensionslosen Elastizitätsbegriffs[1)] kann die Auswirkung einer Veränderung der erklärenden Variablen auf die angebotene bzw. auf die nachgefragte Menge direkt erfasst und quantifiziert werden.

Am Ende dieses Kapitels auf den Seiten 169/170 werden sämtliche, im folgenden Text verwendeten Variablenabkürzungen in alphabetischer Reihenfolge definiert um dem Leser das Studium der beiden folgenden Kapitel zu erleichtern. Die im Computeroutput verwendeten Variablenabkürzungen, die nicht immer mit den Abkürzungen im Text übereinstimmen, werden ebenfalls in alphabetischer Reihenfolge auf den Seiten 171/172 erklärt.

[1)] Die Elastizität wird wie folgt definiert:

$$dm/\bar{m} \;:\; dx/\bar{x}$$

m = angebotene bzw. nachgefragte Menge
x = erklärende Variable (z.B. Preis)
$\bar{m}$ bzw. $\bar{x}$ = Mittelwert der betreffenden Variablen über die Jahre des Analyseintervalls

5.1. Der Nadelstammholzmarkt

In diesem ersten Teil des 5. Kapitels werden die vier geschätzten Verhaltensgleichungen des Angebotes, der Nachfrage, der Exporte und der Importe von Nadelstammholz behandelt. Der zweite Teil befasst sich schliesslich mit der Diskussion der Verhaltensgleichungen des Industrieholzangebotes, der Industrieholznachfrage sowie der Industrieholzimporte.

Wie im letzten Kapitel bereits ausführlich dargelegt wurde, dürfen die beiden Märkte - Stammholz- und Industrieholzmarkt - bei der Schätzung nicht vollkommen unabhängig voneinander untersucht werden. Die beiden Märkte sind sehr eng miteinander verbunden. Dieser Interdependenz wird bei der zweistufigen Schätzung Rechnung getragen, indem eine Auswahl der prädeterminierten Variablen des gesamten Systems[1] als Regressoren in der ersten Stufe verwendet wird.[2] Als Beispiel dazu sei erwähnt, dass der Nadelstammholzpreis, der in der reduzierten Form "erklärt" wird, nicht nur von den prädeterminierten Variablen, die im Nadelstammholzmarktmodell in Erscheinung treten, sondern ebenso von denjenigen Variablen, die den Industrieholzmarkt bestimmen, abhängig gemacht werden muss.

5.1.1. Die Schätzung des Nadelstammholzangebotes

a) Schätzung verschiedener Strukturen

In diesem Abschnitt werden fünf mit verschiedenen Methoden[3] geschätzte Strukturgleichungen des Nadelstammholzangebotes vorgestellt und interpretiert.

Für die Schätzung der ersten Struktur des Nadelstammholzangebotes wird die folgende Beziehung zugrundegelegt:[4]

---

[1] Das vollständige interdependente Holzmarktmodell ist in Kapitel 4, S.93 ff. beschrieben.

[2] Vgl. dazu die Ausführungen im 4. Kapitel S. 103 ff.

[3] Zur Anwendung gelangen die folgenden Schätzverfahren: OLS, TSLS (inkl. Hauptkomponentenanalyse) und teilweise auch GLS.

[4] Ueber die ökonomische Bedeutung und die Berechtigung der einzelnen Regressoren als Bestimmungsfaktoren des Holzangebotes ist im 3. Kapitel ausführlich diskutiert worden.

Struktur 1:

$$A_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P^{I}_{Sth} + a_3 P_{Ind} + a_4 TK_{tr} + a_5 SCHN + \mu$$

Im 3. und 4. Kapitel wurde festgestellt, dass aufgrund theoretischer Ueberlegungen folgende Vorzeichen bei den einzelnen Regressionskoeffizienten erwartet werden können:

$$a_1 > 0,\ a_2 > 0,\ a_3 \gtrless 0,\ a_4 < 0,\ a_5 > 0$$

Diese Angebotsgleichung für Nadelstammholz unterscheidet sich von der im 4. Kapitel S. 94 aufgestellten Gleichung dadurch, dass als Kostenkomponente nur noch die Rüst- und Transportkosten TK berücksichtigt werden. Es hat sich nämlich in ersten Schätzversuchen gezeigt, dass die beiden Kostenkomponenten Waldarbeiterlöhne L und Rüst- und Transportkosten TK infolge hoher Multikollinearität[1] um die Erklärung desselben Teils des Regressanden miteinander konkurrieren. Diese hohe Multikollinearität führt zu hohen Standardfehlern der betreffenden Regressionskoeffizienten. Dies hat zur Folge, dass die entsprechenden Koeffizienten ihre Signifikanz verlieren können. Die beiden Regressoren L und TK machen sich somit gegenseitig die Signifikanz streitig.[2] Aus diesem Grunde erscheint es zweckmässig, zukünftig nur noch eine der beiden Kostenkomponenten im Modell zu belassen. Ausserdem muss darauf hingewiesen werden, dass sich die Rüst- und Transportkosten bereits zu einem beträchtlichen Teil aus Arbeitskosten zusammensetzen, sodass sich ein Anstieg der Lohnkosten direkt auf die Höhe der Rüst- und Transportkosten niederschlagen wird.

Für die Schätzung von Struktur 1 des Nadelstammholzangebotes wird jedoch nicht die ursprüngliche Variable der Rüst- und Transportkosten verwendet. Frühere Schätzversuche haben deutlich gezeigt,[3] dass diese Variable vom Einfluss der

---

[1] Einen ersten, teilweise schlüssigen Hinweis auf hohe Multikollinearität zwischen den Waldarbeiterlöhnen und den Rüst- und Transportkosten erhält man durch den einfachen Korrelationskoeffizienten von 0,979 zwischen diesen beiden erklärenden Variablen.

[2] Grosse Standardfehler sind die Ursache für breite Vertrauensintervalle und für kleine t-Werte.

[3] Bei diesen ersten Schätzversuchen "erklärten" die Kostenkomponenten L und TK die in erster Linie dank Produktivitätsfortschritten erzielte Mehrnutzung an Holz.

nicht in der Gleichung berücksichtigten Variablen für die technische Entwicklung und der damit verbundenen Produktivitätsfortschritte bereinigt werden muss. Weil jedoch bekannt ist, dass die Angebotsgleichung nicht exakt spezifiziert werden konnte - der technische Fortschritt liess sich nicht in geeigneter Weise quantifizieren,[1] - erweist es sich als notwendig, die Kostenkomponenten vom Einfluss dieses nicht quantifizierbaren Bestimmungsfaktors zu befreien.

Es bieten sich drei Alternativen an, um die untersuchten erklärenden Variablen vom Einfluss des nicht quantifizierbaren technischen Fortschritts zu bereinigen (Trendbereinigung):

1. Es wird unterstellt, dass die technische Entwicklung einem linearen Trend folgt, der von 1952 bis 1977 die Werte 1 bis 25 annimmt. Die entsprechende Variable - in diesem Falle also die Rüst- und Transportkosten - kann nun vom Einfluss dieser konstruierten Trendvariablen bereinigt werden, indem eine Einfachregression der betreffenden Variablen auf die Trendvariable durchgeführt wird und die berechneten Residuen schliesslich als trendbereinigte Regressoren verwendet werden. Bei dieser Vorgehensweise werden die Kostenkomponenten L und TK mit L_{tr} und TK_{tr} bezeichnet.

2. Die zweite Möglichkeit zur Trendbereinigung der erklärenden Variablen L und TK besteht darin, die Abweichungen dieser beiden Kostenkomponenten vom Grosshandelspreisindex als Regressoren im Grundmodell zu verwenden. Diese neu definierten Variablen werden mit L_{dig} bzw. mit TK_{dig} bezeichnet. Es wird dabei unterstellt, dass die Entwicklung des Grosshandelspreisindexes in etwa parallel zur technischen Entwicklung in der Forstwirtschaft verläuft.[2] Die Abweichung der Kostenkomponenten L und TK von diesem Grosshandelspreisindex widerspiegelt daher die eigentliche, vom Einfluss des technischen Fortschritts und der damit verbundenen Produktivitätssteigerung "bereinigte" Entwicklung der entsprechenden Kostenkomponenten.[3]

---

1) Vgl. dazu die Ausführungen im 3. Kapitel S. 65

2) Hinter dieser Annahme steckt die Vermutung, dass technische Neuerungen in der Forstwirtschaft zu einem Mehrbedarf an Investitionsgütern führen, was einen Anstieg des Grosshandelspreisindexes bewirken kann.

3) Es wird nicht etwa beabsichtigt, mit der Bildung der neuen Variablen L_{dig} und TK_{dig} die Logik der relativen Preise ins Modell zu integrieren. Vgl. dazu die Ausführungen im 4. Kapitel, Abschnitt 4.4. S. 102 f.

3. Als letzte Alternative bietet sich schliesslich eine Bereinigung der Variablen L und TK vom Einfluss des Bruttosozialproduktes an. Dabei wird unterstellt, dass die technische Entwicklung in der Forstwirtschaft nicht genau einem linearen Trend (wie in Alternative 1 vorausgesetzt) oder der Entwicklung des Grosshandelspreisindexes (wie in Alternative 2), sondern eher der Entwicklung des Bruttosozialproduktes folgt. Aus diesem Grunde wurden Einfachregressionen der jeweiligen Kostenkomponenten auf das Bruttosozialprodukt durchgerechnet und die anfallenden Residuen als neue "bereinigte" Regressoren im Grundmodell weiterverwendet. Die neuen Variablen werden mit L_{trb} bzw. mit TK_{trb} bezeichnet.

Mit Hilfe von OLS[1] lassen sich für die erste Struktur die folgenden Schätzergebnisse berechnen[2] (unterhalb der Regressionskoeffizienten sind in Klammern jeweils die entsprechenden Standardfehler angegeben):

$$A_{Sth} = \underset{(376,3)}{905,4} - \underset{(4,0)}{0,3}\, P_{Sth} + \underset{(3,2)}{5,8}\, P^{I}_{Sth} + \underset{(11,6)}{9,9}\, P_{Ind} - \underset{(25,0)}{40,2}\, TK_{tr} + \underset{(137,3)}{535,0}\, SCHN$$

$$R^2 = 0,672 \qquad D.W. = 0,960$$

Bei dieser Schätzgleichung fällt die geringe Signifikanz der beiden endogenen Regressoren Nadelstammholzpreis P_{Sth} und Nadelindustrieholzpreis P_{Ind} sowie das

---

[1] Den Schätzungen des Nadelstammholzangebotes liegt aus datentechnischen Gründen durchwegs das Analyseintervall von 1952 - 1975 zugrunde. Es ist zwar möglich, die OLS-Schätzungen auf den Untersuchungszeitraum von 1950 - 1975 zu beziehen, doch geht dadurch die direkte Vergleichbarkeit mit den Schätzresultaten des zweistufigen Schätzverfahrens (Beobachtungszeitraum von 1952 - 1975) verloren. Aus diesem Grunde wird bei allen verwendeten Schätzverfahren stets dieselbe Länge des Analyseintervalls verwendet. Ein Vergleich der OLS-Schätzresultate der Periode 1952 - 1975 mit denjenigen für die Periode 1950 - 1975 zeigt, dass bei der Verkürzung des Analyseintervalls um zwei Jahre nur wenig Information verlorengeht (d.h. die einzelnen Parameterwerte weichen nicht stark voneinander ab; das System erweist sich als relativ stabil).

[2] Vgl. dazu Computeroutput inkl. Plot der Residuen im Anhang zu diesem Kapitel S. 173

den theoretischen Erwartungen widersprechende negative Vorzeichen beim Parameter vor dem Stammholzpreis auf. Dieses negative Vorzeichen (bei einem allerdings verschwindend kleinen t-Wert[1]) dürfte dabei auf den Simultaneitätsbias der OLS-Schätzung zurückzuführen sein.

Es hat sich bei dieser Struktur als zweckmässig erwiesen, für die Dummyvariable "Schadholznutzung" in den Jahren 1962 und 1967 jeweils den Wert 1 zu verwenden und auf die Dreistufigkeit des Dummies (1962: 1, 1967: 1.5 und in allen übrigen Jahren Null) zu verzichten.

Im konstanten Glied, das in dieser ersten geschätzten Struktur des Nadelstammholzangebotes fast 50% des durchschnittlich pro Jahr in den öffentlichen und privaten Waldungen genutzten Stammrundholzes beträgt, kommt die Bedeutung der alljährlich durchgeführten Durchforstungsmassnahmen, die ohne Rücksicht auf die Marktlage vorgenommen werden, zum Ausdruck.

Die teilweise hohen Residuen (Abweichungen der berechneten von den tatsächlichen Werten), die im Anhang zu diesem Kapitel auf S.173 ausgewiesen werden sowie v.a. die schlechte Durbin-Watson-Teststatistik, die auf positive Autokorrelation der Residuen 1. Ordnung hindeutet,[2] lassen den begründeten Verdacht aufkommen, dass die Angebotsgleichung in dieser Form nicht richtig spezifiziert ist. Dieser schlechte D.W.-Test bedingt, neue Regressoren in die Angebotsgleichung aufzunehmen oder ein anderes Schätzverfahren anzuwenden.

---

[1] Der Computeroutput mit allen Testkoeffizienten ist im Anhang zu diesem Kapitel ausgewiesen. In einem speziellen Bericht, der als eine Ergänzung und Erweiterung zu dieser Dissertation aufgefasst werden kann, werden die wichtigsten ökonometrischen Grundbegriffe wie t-Wert, Bestimmtheitskoeffizient, Durbin-Watson-Test u.a. erklärt. Im übrigen kann auf die Spezialliteratur verwiesen werden.

[2] Beim klassischen Modell der Normalregression wird u.a. vorausgesetzt, dass die Residuen verschiedener Zeitperioden voneinander unabhängig sein müssen, d.h. also es darf keine Autokorrelation der Residuen vorliegen. Eine Verletzung dieser Annahme führt dazu, dass die Standardfehler der Regressionskoeffizienten und des Störgliedes stark unterschätzt werden. Dadurch werden die Vertrauensintervalle grösser, als sie durch das Verfahren geschätzt worden sind und die ermittelte Signifikanz ist nicht gesichert. Weiter ist der t-Wert und der F-Wert kleiner als berechnet und das R^2 kann überschätzt werden.

Gibt man die restriktive Annahme der stochastischen Unabhängigkeit nichtkontemporärer Residuen auf und verwendet das allgemeinere GLS-Schätzverfahren,[1] so erhält man wesentlich verbesserte Schätzergebnisse:[2]

$$A_{Sth} = \underset{(335,8)}{612,1} + \underset{(3,8)}{9,4}\, P_{Sth} + \underset{(2,1)}{2,6}\, P^{I}_{Sth} - \underset{(9,1)}{2,2}\, P_{Ind} - \underset{(20,7)}{45,4}\, TK_{tr} + \underset{(83,6)}{464,5}\, SCHN$$

$$R^2 = 0,787 \qquad D.W. = 1,669$$

Trotz diesen stark verbesserten Schätzresultaten muss aber auch bei der GLS-Schätzung festgestellt werden, dass das Nadelstammholzangebot noch nicht zufriedenstellend erklärt wird. Die grossen Differenzen zwischen den berechneten und den empirischen Werten in einzelnen Jahren verdeutlichen diese Erkenntnis.

Wird Struktur 1 schliesslich noch mit der TSLS-Methode geschätzt,[3] so stellt man eine kaum sichtbare Veränderung der geschätzten Struktur fest. Das zweistufige Schätzverfahren zeigt allein insofern eine Verbesserung der Schätzresultate gegenüber OLS, als das negative Vorzeichen vor dem Stammholzpreis verschwindet.[4]

Bei der zweiten Struktur, die vorgestellt und diskutiert wird, wird die Variable TK_{tr} durch die neue Variable TK_{trb} ersetzt:

Struktur 2:

$$A_{Sth} = a_0 + a_1\, P_{Sth} + a_2\, P^{I}_{Sth} + a_3\, P_{Ind} + a_4\, TK_{trb} + a_5\, SCHN + \mu$$

---

1) Für den an einer genauen Beschreibung der GLS-Schätzmethode interessierten Leser sei auf die Spezialliteratur verwiesen. Vgl. etwa Johnston, J.: a.a.O.; p. 208 ff.

2) Vgl. dazu den Computeroutput inkl. Plot im Anhang zu diesem Kapitel S. 174

3) Die Ergebnisse der TSLS-Schätzung sind ebenfalls im Anhang zu diesem Kapitel S. 175 aufgeführt. Auf die Präsentation der Schätzung der 1. Stufe ist aus Platzgründen jeweils verzichtet worden.

4) Im 3. Kapitel wurde festgestellt, dass aufgrund theoretischer Ueberlegungen ein positives Vorzeichen des Koeffizienten vor dem Nadelstammholzpreis erwartet werden muss.

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 > 0,\ a_2 > 0,\ a_3 \gtrless 0,\ a_4 < 0,\ a_5 > 0$$

Die OLS-Schätzergebnisse werden an dieser Stelle kurz zusammengefasst:[1)]

$$A_{Sth} = \underset{(225,0)}{1200,5} + \underset{(2,6)}{5,4}\ P_{Sth} + \underset{(2,4)}{2,4}\ P^{I}_{Sth} - \underset{(6,4)}{2,8}\ P_{Ind} - \underset{(15,7)}{68,0}\ TK_{trb} + \underset{(90,0)}{478,5}\ SCHN$$

$$R^2 = 0,815 \qquad D.W. = 1,459$$

Eine Verbesserung gegenüber Struktur 1 ist augenfällig. Mit Ausnahme der Parameter vor den Variablen P^{I}_{Sth} und P_{Ind} sind sämtliche Parameter signifikant von Null verschieden. Die Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der Regressionskoeffizienten werden voll und ganz erfüllt, wobei das negative Vorzeichen des Koeffizienten vor dem Industrieholzpreis (bei einem allerdings sehr niedrigen t-Wert) eher auf Alternativ- als auf Kuppelprodukte zwischen Stamm- und Industrieholz hindeutet.

Bei dieser Variante wird wieder auf die Dreistufigkeit der Dummyvariablen zurückgegriffen. Der Dummy nimmt in den einzelnen Jahren die folgenden Werte an: 1 für 1962, 1.25 für 1967 und 0 für alle übrigen Jahre des Analyseintervalls.

Die Annahme, dass die technische Entwicklung in der Forstwirtschaft eher der Entwicklung des Bruttosozialproduktes entspricht als einem linearen Trend über das Analyseintervall hinweg, wird durch die sichtbare Verbesserung der geschätzten Strukturgleichung, in der TK_{tr} durch TK_{trb} ersetzt wird, bestätigt.

Die Anwendung der GLS-Schätzmethode in Struktur 2 bringt für den Empiriker keine neuen Erkenntnisse: Die geschätzten Ergebnisse weichen nämlich kaum von denjenigen ab, die man mit Hilfe des OLS-Schätzverfahrens erhalten hat. Daraus kann geschlossen werden, dass der Verdacht auf positive Autokorrelation der Residuen, der von der schlechten Durbin-Watson-Teststatistik herrührt, keine allzu schwerwiegenden Auswirkungen auf die Güte der geschätzten Strukturgleichung haben dürfte.

[1)] Computeroutput und Plot der OLS- und der TSLS-Schätzung findet man im Anhang zu diesem Kapitel S. 176/177

Bei der zweistufigen Schätzung von Struktur 2, deren Ergebnisse im folgenden kurz zusammengefasst werden, zeigt sich eine leichte Verbesserung der Signifikanz der einzelnen Regressionskoeffizienten (v.a. der Koeffizienten vor dem italienischen Stammholzpreis und dem Industrieholzpreis) und der Testkoeffizienten wie R^2 und D.W.-Test:[1)]

$$A_{Sth} = \underset{(213,5)}{1320,7} + \underset{(2,3)}{6,4}\, P_{Sth} + \underset{(2,2)}{3,3}\, P^{I}_{Sth} - \underset{(6,5)}{8,6}\, P_{Ind} - \underset{(14,0)}{68,8}\, TK_{trb} + \underset{(78,0)}{484,5}\, SCHN$$

$$R^2 = 0,830 \qquad D.W. = 1,524$$

Struktur 3:

$$A_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P^{I}_{Sth} + a_3 P_{Ind} + a_4 TK + a_5 SCHN + a_6 BSP + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 > 0,\ a_2 > 0,\ a_3 \gtrless 0,\ a_4 < 0,\ a_5 > 0,\ a_6 > 0$$

In Struktur 3 wird versucht, den technischen Fortschritt zu quantifizieren und als Regressor ins Modell einzubauen. Bereits im 3. Kapitel[2)] wurde hingegen festgestellt, dass keine Datenreihen über die Umsatzzahlen pro Beschäftigte in den Forstbetrieben erhältlich sind. Aus diesem Grunde wird das Bruttosozialprodukt[3)] als Indikator für die technische Entwicklung (oder genauer für den tech-

---

1) Vgl. dazu Computeroutput inkl. Plot im Anhang zu diesem Kapitel S. 177

2) Vgl. 3. Kapitel S. 65

3) Das Bruttosozialprodukt ist jedoch auch ein Indikator für die wirtschaftliche Entwicklung. In Fachkreisen der Wald- und Holzwirtschaft ist zudem die Meinung verbreitet, dass der Waldbesitzer bei günstigen Absatzchancen der Holzindustrie - angezeigt durch die Entwicklung des Bruttosozialproduktes oder des Bauvolumens - vermehrt Holz schlägt. Es wird also unterstellt, dass der Waldbesitzer die Absatzchancen für seine Produkte nicht nur nach dem herrschenden Holzpreis, sondern ebenso nach der wirtschaftlichen Entwicklung beurteilt.
Das folgende Zitat aus der Schweizerischen Forststatistik von 1958 (S.20/21) bestätigt diese Auffassung:
"Innerhalb der natürlich und technisch bedingten Gegebenheiten und ohne deshalb den Grundsatz der gesetzlich vorgeschriebenen Nachhaltigkeit zu verletzen, sollte nicht weiter gezögert werden, die Nutzungen soweit möglich den jeweiligen wirtschaftlichen Bedürfnissen anzupassen. Die hie und da noch vertretene Auffassung, der Waldbauer habe sich in keiner Weise um die Nachfrage nach den von ihm erzeugten Produkten zu kümmern, ist überlebt und dient weder dem Waldbesitzer noch dem Holzverarbeiter."

nischen Entwicklungsstand) in der Forstwirtschaft betrachtet und als neue erklärende Variable in die Angebotsbeziehung aufgenommen. Eine andere geeignete Zeitreihe, die als Proxyvariable für den technischen Fortschritt in der Forstwirtschaft hätte angesehen werden können, hat sich nicht angeboten.

Mit der Berücksichtigung des Bruttosozialproduktes als Indikator für den technischen Fortschritt in der Forstwirtschaft kann angenommen werden, dass die Angebotsgleichung an Nadelstammholz annähernd korrekt spezifiziert wurde. Deshalb kann bei dieser Struktur auf die Trendbereinigung der Kostenkomponenten verzichtet werden. Eine Berechnung und Interpretation der Angebotselastizität in bezug auf die Lohn- bzw. auf die Rüst- und Transportkosten wird dadurch ermöglicht.

Die Schätzung von Struktur 3 mit Hilfe von TSLS ergibt die folgenden Ergebnisse:[1)]

$$A_{Sth} = \underset{(244,9)}{2178,2} + \underset{(2,3)}{5,0}\, P_{Sth} + \underset{(2,5)}{1,0}\, P^{I}_{Sth} - \underset{(6,1)}{7,1}\, P_{Ind} - \underset{(13,8)}{61,5}\, TK + \underset{(72,7)}{483,8}\, SCHN + \underset{(0,003)}{0,02}\, BSP$$

$$R^2 = 0,849 \qquad D.W. = 1,724$$

Die Vorzeichen der geschätzten Parameter entsprechen den theoretischen Erwartungen. Die Parameter sind ferner mit Ausnahme der Koeffizienten vor dem italienischen Stammholzpreis und vor dem Industrieholzpreis signifikant von Null verschieden. Das negative Vorzeichen beim Koeffizienten vor dem Industrieholzpreis lässt auch bei dieser Struktur eher auf eine Substitutionsbeziehung zwischen Stamm- und Industrieholz schliessen. Der betreffende Regressionskoeffizient erweist sich jedoch nicht als signifikant von Null verschieden; der Variationskoeffizient[2)] ist aber immerhin kleiner als 100%.

---

1) Vgl. Computeroutput inkl. Plot auf S. 178. Die OLS-Schätzergebnisse von Struktur 3, die aus Platzgründen im Anhang nicht ausgewiesen werden, unterscheiden sich nur sehr wenig von den TSLS-Ergebnissen. Es kann jedoch in dieser wie auch in den meisten folgenden Strukturen durchwegs festgestellt werden, dass die OLS-Methode zu geringfügig weniger signifikanten Koeffizientenschätzungen führt.

2) Unter dem Variationskoeffizienten wird in der Statistik der Quotient aus dem Standardfehler des entsprechenden Regressionskoeffizienten dividiert durch seinen Parameterwert verstanden.

Ungewöhnlich hoch ist bei dieser Struktur das konstante Glied (a_0=2178,2) ausgefallen. Das konstante Glied umfasst, wie bereits früher festgehalten wurde, die alljährlich anfallenden Durchforstungs- und Pflegemassnahmen in den schweizerischen Wirtschaftswäldern.

Als Dummies werden in dieser Gleichung die Werte 1 für 1962 und 1.25 für das Jahr 1967 verwendet. In allen übrigen Jahren, in denen der Schadholzanfall relativ gering war, beträgt die Dummyvariable Null.

Struktur 4:

$$A_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P_{Ind} + a_3 TK + a_4 SCHN + a_5 BSP + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 > 0,\ a_2 \gtrless 0,\ a_3 < 0,\ a_4 > 0,\ a_5 > 0$$

Diese Strukturgleichung unterscheidet sich von Struktur 3 lediglich dadurch, dass in dieser Gleichung die Variable P^I_{Sth} als erklärende Variable eliminiert worden ist. Der Grund dieser Vorgehensweise liegt darin, dass sich der italienische Stammholzpreis als Regressor in Struktur 3 als stark insignifikant erwiesen hat. Die Höhe des italienischen Stammholzpreises scheint aufgrund der empirischen Analyse nur einen unbedeutenden Einfluss auf die Höhe der inländischen Holznutzung auszuüben.

Die Schätzergebnisse - sowohl bei Anwendung der OLS- als auch der TSLS-Methode - weichen erwartungsgemäss kaum von denjenigen in Struktur 3 ab.[1)] Die Resultate, die mit Hilfe der TSLS-Methode berechnet worden sind, werden an dieser Stelle kurz zusammengefasst:

$$A_{Sth} = \underset{(236,4)}{2154,7} + \underset{(2,3)}{5,1}\ P_{Sth} - \underset{(5,2)}{5,8}\ P_{Ind} - \underset{(13,7)}{61,4}\ TK + \underset{(72,2)}{484,5}\ SCHN + \underset{(0,003)}{0,02}\ BSP$$

$$R^2 = 0,848 \qquad D.W. = 1,757$$

---

1) Vgl. Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 4 mit Hilfe von TSLS im Anhang zu diesem Kapitel S. 179

Struktur 5:

$$A_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P_{Ind} + a_3 TK_{dig} + a_4 SCHN + a_5 BSP + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der Regressionskoeffizienten:

$$a_1 > 0,\ a_2 \gtrless 0,\ a_3 < 0,\ a_4 > 0,\ a_5 > 0$$

Gegenüber Struktur 4 wird in dieser Strukturgleichung die Variable TK durch TK_{dig} ersetzt. Trotz der Berücksichtigung des Bruttosozialproduktes als Indikator für den technischen Fortschritt in der Forstwirtschaft wird eine Art Trendbereinigung der Kostenkomponente TK vorgenommen. Denn es darf nicht ausser acht gelassen werden, dass das Bruttosozialprodukt die technische Entwicklung in der Forstwirtschaft kaum exakt zu widerspiegeln vermag; es handelt sich beim Bruttosozialprodukt lediglich um eine Proxyvariable für die technische Entwicklung. Die Angebotsbeziehung bleibt somit nur annähernd korrekt spezifiziert. Aus diesem Grunde erscheint es nicht unvernünftig, die Rüst- und Transportkosten vom Einfluss des Grosshandelspreisindexes[1] zu befreien und nur die Abweichungen der Rüst- und Transportkosten vom Grosshandelspreisindex als erklärende "bereinigte" Kostenkomponente zu betrachten.[2]

Als Schätzergebnisse werden an dieser Stelle wieder die mit Hilfe der TSLS-Methode berechneten Resultate aufgeführt.[3]

$$A_{Sth} = \underset{(217,5)}{1554,0} + \underset{(2,6)}{5,2}\, P_{Sth} - \underset{(6,8)}{19,7}\, P_{Ind} - \underset{(3,5)}{14,7}\, TK_{dig} + \underset{(89,1)}{544,2}\, SCHN + \underset{(0,002)}{0,01}\, BSP$$

$$R^2 = 0,865 \qquad D.W. = 1,770$$

Gegenüber der OLS-Schätzung zeigt die zweistufige Schätzung eine deutliche Verbesserung, die sich in der Signifikanz aller Parameter und in stark verbesserten Testkoeffizienten ausdrückt.

---

1) Dabei wird unterstellt, dass die Entwicklung des Grosshandelspreisindexes in etwa parallel zur technischen Entwicklung in der Forstwirtschaft verläuft.

2) Vgl. dazu die Bemerkungen S. 120

3) Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 5 (OLS und TSLS) findet man im Anhang zu diesem Kapitel S. 180/181

Auch in dieser Strukturgleichung wird eine negative Beziehung zwischen dem Nadelstammholzangebot und dem Nadelindustrieholzpreis festgestellt, was vermuten lässt, dass die Substitutionsbeziehung zwischen Stamm- und Industrieholz die Komplementaritätsbeziehung überwiegt.

Dieser Struktur wird eine (1,1)-Dummyvariable unterstellt, d.h. die Hilfsvariable weist in den Jahren 1962 und 1967 den Wert 1 und in allen übrigen Jahren des Analyseintervalls den Wert 0 auf. Die bisherige empirische Analyse hat gezeigt, dass der infolge der beiden Schlechtwetterjahre 1962 und 1967 induzierte Mehranfall an Nadelstammholz im Jahre 1967 etwa gleich hoch oder um weniges höher als 1962 war. Dies widerspricht zwar der allgemeinen Auffassung in den verschiedenen forstwirtschaftlichen Institutionen (es wird vermutet, dass der Schadholzanfall im Jahre 1967 um gut 100% höher als 1962 ausfiel), doch darf nicht ausser acht gelassen werden, dass im Jahre 1967 als Folge der grossen Absatzschwierigkeiten von Rohholz vermehrt Holzlager im Walde gebildet wurden, die nicht unter die laufende Holznutzung subsumiert worden sind. Die effektiv ausgewiesene Holznutzung betrug im Jahre 1962 2'376'000 m^3 und 1967 2'378'000 m^3. Diese Zahlen unterstützen die obige These eines ungefähr gleich starken Einflusses des Schadholzanfalls auf die Angebotsmenge deutlich. Eine genaue Quantifizierung des Schadholzanfalls ist im Rahmen einer solchen empirischen Analyse jedoch ausgeschlossen.[1)]

b) Zusammenfassung

Für wirtschaftspolitische Simulationen und Prognosen kommen m.E. v.a. die zweistufigen Schätzungen der Strukturen 4 und 5 in Betracht (vgl. S. 179 und S. 181 im Anhang zu diesem Kapitel). Diese beiden Strukturen zeigen eine relativ gute Anpassung der berechneten an die tatsächlichen Werte und erlauben zudem eine sinnvolle Interpretation der geschätzten Parameter. Die entsprechenden Regressionskoeffizienten in diesen beiden Strukturgleichungen weisen ausserdem nur relativ "geringe" Unterschiede auf.

---

1) Bei Zugrundelegung einer (1,1.25)-Dummyvariablen wird angenommen, dass der Schadholzanfall 1967 um 25% höher war als 1962 (oder genauer ausgedrückt dass der Einfluss des Schadholzanfalls auf das Nadelstammholzangebot im Jahre 1967 um ca. 25% stärker war als 1962), während bei einer (1,1)-Dummyvariablen vermutet wird, dass der Schadholzanfall in den beiden Jahren etwa von gleicher Höhe war. Ein Vergleich der tatsächlichen mit den berechneten Werten des Nadelstammholzangebotes (vgl. Plots der verschiedenen Strukturgleichungen im Anhang zu diesem Kapitel) ermöglicht es, die Güte dieser Hypothesen zu überprüfen.

Im 6. Kapitel kann anhand von ex post-Prognosen überprüft werden, wie gut diese beiden Strukturen die dem Analyseintervall folgende Zeitperiode (1976/1977) zu prognostizieren vermögen. Es soll weiter gezeigt werden, ob die für das Analyseintervall 1952 - 1975 geschätzten Parameter sich als stabil erweisen oder nicht, indem das den Regressionen zugrundeliegende Intervall von 1952 - 1975 auf 1952 - 1976 bzw. von 1952 - 1977 vergrössert wird.

c) Die Betrachtung der Residuen - eine Detailanalyse

Der multiple Bestimmtheitskoeffizient R^2 gilt in der Lehrbuchökonometrie als erstes Indiz für die Güte einer geschätzten Strukturgleichung. Erst bei einer genauen Betrachtung der Residuen (Abweichungen der tatsächlichen von den berechneten Werten) können hingegen schlechte Anpassungen in einzelnen Jahren erkannt und zu interpretieren versucht werden. Dank dieser Residualbetrachtung ("squeezing the residuals") gelingt es dem Empiriker nicht selten, fehlende Regressoren zu entdecken oder einmalige hohe Abweichungen zwischen tatsächlichen und berechneten Werten sinnvoll zu erklären.

Betrachtet man die Residuen der zweistufigen Schätzung der beiden Strukturen 4 und 5 auf den Seiten 179 bzw. 181 im Anhang zu diesem Kapitel, so können folgende Punkte festgehalten werden:

1. Die hohen positiven Abweichungen der tatsächlichen von den berechneten Werten in den Jahren 1952 sowie v.a. in der Periode 1955/56 lassen sich wahrscheinlich dadurch erklären, dass in diesen Jahren eine stärkere Schadholznutzung als gewöhnlich angefallen ist,[1] die in ihrem Umfange jedoch in keiner Weise mit den Schadholzanfällen der beiden Katastrophenjahre 1962 und 1967 verglichen werden kann.[2]

2. Nicht besonders gut gelang die Anpassung auch in den drei Jahren 1957/58/59. Die empirischen Werte werden von den berechneten Werten stark übertroffen (Ab-

---

[1] Vgl. dazu Dissertation Clavel; a.a.O., p. 117 ff.

[2] Bereits früher wurde erwähnt, dass alljährlich eine bestimmte, durch Schlechtwetterperioden oder Krankheitsepidemien induzierte Schadholzmenge anfällt. Vgl. dazu 3. Kapitel S. 62 ff.

weichung von ca. 7% - 10%). Dies lässt sich wohl darauf zurückführen, dass der wirtschaftliche Rückgang (Rückgang der Bautätigkeit, Verminderung der Exporte von Stammrundholz) durch die in der Angebotsbeziehung verwendeten Regressoren nicht ausreichend genug erklärt werden kann. Gerade der Rückgang der Holznutzung in diesen drei Jahren zeigt deutlich, wie stark die schweizerische Waldwirtschaft von der allgemeinen Konjunkturlage abhängig ist.

3. Auch in den Jahren 1965 und 1973 werden die empirischen von den berechneten Werten übertroffen (Abweichungen von ca. 8% bzw. 9%). Die Konjunkturdämpfungspolitik des Bundesrates im Jahre 1965 dürfte dabei die Waldbesitzer indirekt zu verminderten Holznutzungen veranlasst haben. "Das Berichtsjahr 1973 hingegen bedeutet für die Wirtschaft unseres Landes unverkennbar eine Wende. Stark schwankende Währungsparitäten, Erdölkrise, spekulative Preiserhöhungen auf den Rohstoffmärkten und demgegenüber dringliche Bundesbeschlüsse weisen auf die angespannte Lage hin."[1)]

d) Die Preiselastizität des Nadelstammholzangebotes

Die empirische Analyse hat bei fast allen geschätzten Strukturgleichungen des Nadelstammholzangebotes eine ähnliche Preiselastizität - bezogen auf den Mittelwert der jeweiligen Variablen - ergeben. Bei der zweistufigen Schätzung (TSLS) liegt diese Preiselastizität in den Strukturen 3 - 5, die für wirtschaftspolitische Simulationen und Prognosen am ehesten in Frage kommen, zwischen +0,306 und +0,316.[2)] Es kann daraus die Schlussfolgerung gezogen werden, dass während des Analyseintervalls von 1952 - 1975 eine Preiselastizität des Nadelstammholzangebotes von ca. 0,3 vorherrscht, d.h. auf eine Nadelstammholzpreiserhöhung von 10% erfolgt eine Erhöhung der angebotenen Stammholzmenge von ca. 3%.

Dieses Ergebnis, das aus der empirischen Analyse hervorgeht, bestätigt die in der forstwirtschaftlichen Praxis verbreitete Meinung eines relativ preisunelastischen Stammholzangebotes. Das Holzangebot reagiert bei der mechanischen Produktion nur innerhalb gewisser Grenzen auf Preisänderungen. Als Gründe für die geringe Preiselastizität des Nadelstammholzangebotes werden häufig vorgebracht:

---

1) Zitiert aus: Schweizerische Forststatistik, 1973, S. 32

2) Diese Werte sind statistisch gesichert, d.h. die jeweiligen Regressionskoeffizienten sind bei einem Signifikanzniveau von 95% signifikant von Null verschieden.

1. Ein gesetzlich festgelegter Hiebsatz darf gemäss dem Prinzip der Nachhaltigkeit nicht überschritten werden. Einschränkend muss an dieser Stelle jedoch erwähnt werden, dass das Ziel der Forstgesetze von 1876 und 1902 u.a. darin bestand, im Ablauf von 10-15 Jahren einen bestimmten durchschnittlichen Hiebsatz einzuhalten, während gegen Uebernutzungen in einem und Einsparungen in anderen Jahren nichts einzuwenden ist. Viele Waldeigentümer sind aber fälschlicherweise noch heute der Ansicht, der festgelegte Hiebsatz müsse in jedem Jahr eingehalten werden. In der heutigen Zeit wäre es jedoch durchaus angebracht, über den Zuwachs hinaus zu nutzen, um der zunehmenden Vergreisung des Schweizer Waldes entgegenzuwirken. Ausserdem spricht auch die Tatsache, dass die effektive Nutzung von Stammholz noch weit hinter der potentiellen Nutzung zurückliegt, dafür, dass der Waldbesitzer bezüglich seines Holzangebotes eine beträchtliche Flexibilität besitzt.

2. Die Maschinen- und Arbeitskapazitäten der meisten Forstbetriebe sind ziemlich starr und erfordern eine über Jahre hinweg möglichst gleichmässige Nutzung. Zusätzliche Arbeitskräfte können nur durch entsprechend höhere Löhne angezogen werden.

3. Eine ungenügende Beobachtung des Marktgeschehens.

5.1.2. Die Schätzung der Nadelstammholznachfrage

In diesem Abschnitt werden vier mit OLS und TSLS geschätzte Strukturgleichungen vorgestellt und diskutiert. Sämtlichen Schätzungen liegt dabei wieder das Analyseintervall von 1952 - 1975 zugrunde. Schliesslich wird mit Hilfe einer Detailanalyse versucht, auftretende hohe Abweichungen der berechneten von den empirischen Werten der Nadelstammholznachfrage zu erklären. Mit Aussagen über die Höhe der geschätzten Preiselastizität der Nachfrage wird dieser Abschnitt abgeschlossen.

a) Schätzung verschiedener Strukturen

Struktur 1:

$$N_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P_{Sth}^{BRD} + a_3 P_{NSI} + a_4 LB_{Sth,t-2} + a_5 SEM + a_6 WAB + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Regressionskoeffizienten:

$$a_1 < 0,\ a_2 > 0,\ a_3 > 0,\ a_4 < 0,\ a_5 > 0,\ a_6 > 0$$

Die Strukturgleichung 1 unterscheidet sich von der ursprünglichen Nachfragebeziehung (2) des interdependenten Holzmarktmodells auf S. 94 in Kapitel 4 dadurch, dass nicht alle Preise von Substituten in ihr enthalten sind (es fehlen die Preise von Rundeisen, Backstein und Zement). In dieser Gleichung wird nur der Nadelschnittholzimportpreis als Preis eines Konkurrenzproduktes berücksichtigt, weil eine ähnliche zeitliche Entwicklung der verschiedenen Preise der Substitute festgestellt werden kann (Verdacht auf hohe Multikollinearität). Dabei wird implizit angenommen, dass die Entwicklung dieser Preise von Substituten auch in Zukunft einen ähnlichen Verlauf aufweisen wird. Wäre dies nicht der Fall, so würden wirtschaftspolitische Simulationen und ex post-Prognosen für die dem Analyseintervall folgenden Zeitperioden zu verfälschten Ergebnissen führen.

Gegenüber der ursprünglichen Modellgleichung wird ferner die Variable $LB_{Sth,t-1}$ ersetzt durch die um zwei Perioden verzögerten Lagerbestände an Nadelstammholz, $LB_{Sth,t-2}$. Die Verschiebung der Lagstruktur von einer auf zwei Perioden lässt sich darauf zurückführen, dass die Lagerbestände an Stammholz in den Sägereien erst am 31. Dezember erfasst werden, d.h. in der ursprünglichen Modellgleichung wurde angenommen, dass die um lediglich eine halbe Periode verzögerten Lagerbestände die Stammholznachfrage entscheidend beeinflussen. Erste Regressionsergebnisse haben jedoch gezeigt, dass die Stammholznachfrage weit eher von den Lagerbeständen verzögert um 1 1/2 Perioden determiniert wird. Eine Beeinflussung der Nachfrage von den nur um eine Periode "gelagten" Lagerbeständen konnte nicht festgestellt werden.

Die Schätzung der 1. Strukturgleichung ergibt bei Anwendung der TSLS-Methode für das Analyseintervall von 1952 - 1975 folgende Schätzergebnisse:[1)]

[1)] Vgl. Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 1 bei Anwendung von OLS und TSLS auf den Seiten 182 /183 im Anhang zu diesem Kapitel.

$$N_{Sth} = \underset{(156,6)}{1015,6} - \underset{(2,4)}{8,2}\, P_{Sth} + \underset{(2,6)}{12,0}\, P^{BRD}_{Sth} + \underset{(3,1)}{9,3}\, P_{NSI} - \underset{(0,2)}{0,2}\, LB_{Sth,t-2} +$$

$$+ \underset{(75,0)}{702,1}\, SEM + \underset{(2,1)}{6,6}\, WAB$$

$$R^2 = 0,854 \qquad D.W. = 1,858$$

Mit Ausnahme des Koeffizienten vor dem Nadelstammholzlagerbestand "gelagt" um zwei Perioden sind alle geschätzten Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden mit den aufgrund theoretischer Kenntnisse und praktischer Erfahrung erwarteten "richtigen" Vorzeichen.

Die Ergebnisse der zweistufigen Schätzmethode unterscheiden sich wenig von den Ergebnissen der OLS-Methode. Die Anwendung von TSLS führt jedoch durchwegs zu höheren t-Werten als die OLS-Schätzung. Da man mit Hilfe von TSLS konsistente Parameterschätzungen erhält und die OLS-Schätzwerte nur relativ geringfügig von den TSLS-Schätzparametern abweichen, können gemäss der Praktikerregel von Quandt[1] die Schätzresultate von TSLS vorgezogen werden.

Struktur 2:

$$N_{Sth} = a_0 + a_1\, P_{Sth} + a_2\, P^{BRD}_{Sth} + a_3\, P_{NSI} + a_4\, P_Z + a_5\, LB_{Sth,t-2} +$$

$$+ a_6\, SEM + a_7\, WAB + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 < 0,\ a_2 > 0,\ a_3 > 0,\ a_4 \gtrless 0,\ a_5 < 0,\ a_6 \gtrless 0,\ a_7 > 0$$

In Strukturgleichung 2 wird zusätzlich zum Nadelschnittholzimportpreis der Zementpreis als Preis eines weiteren Substitutes oder Komplementes in die Nachfragegleichung integriert.

Die Schätzergebnisse von Struktur 2 bei Anwendung von TSLS für das Analyseintervall von 1952 - 1975 werden kurz zusammengefasst:[2]

---

[1] Vgl. dazu die Ausführungen im 4. Kapitel S. 110 ff.

[2] Vgl. Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 2 bei Anwendung von OLS und TSLS im Anhang zu diesem Kapitel S. 184/185

$$N_{Sth} = \underset{(186,1)}{1475,1} - \underset{(2,1)}{5,3}\, P_{Sth} + \underset{(2,2)}{10,6}\, P^{BRD}_{Sth} + \underset{(3,2)}{15,6}\, P_{NSI} - \underset{(2,5)}{8,5}\, P_Z +$$

$$- \underset{(0,1)}{0,1}\, LB_{Sth,t-2} + \underset{(65,3)}{632,2}\, SEM + \underset{(1,8)}{4,9}\, WAB$$

$$R^2 = 0,910 \qquad D.W. = 2,212$$

Die Schätzung von Struktur 2 weist gegenüber Struktur 1 ein deutlich höheres R^2 auf. Mit Ausnahme des Koeffizienten vor dem um zwei Perioden verzögerten Lagerbestand sind ausserdem alle Koeffizienten bei einem Signifikanzniveau von 95% statistisch gesichert. Gegenüber der OLS-Schätzung ist die deutliche Verbesserung der Signifikanz des Koeffizienten vor dem Nadelstammholzpreis bemerkenswert (Ausschaltung des Simultaneitätsbias bei Anwendung eines simultanen Schätzverfahrens).

Bei den Schätzergebnissen von Struktur 2 fällt weiter das negative Vorzeichen beim Parameter vor dem Zementpreis auf. Dies weist auf eine komplementäre Beziehung zwischen Holz und Zement hin, auf deren Möglichkeit bereits früher aufmerksam gemacht wurde.[1] Es ist ferner zu beachten, dass die Preiselastizität der Stammholznachfrage kleiner wird, wenn auch der Zementpreis als Regressor verwendet wird,[2] obwohl die Anpassung der berechneten an die tatsächliche Nadelstammholznachfrage dadurch wesentlich verbessert werden kann (stark erhöhter F-Wert gegenüber Struktur 1). Es muss jedoch vermutet werden, dass die Entwicklung der beiden Preise Stammholzpreis und Zementpreis während der Beobachtungsperiode ziemlich parallel verlaufen ist.[3] Deshalb darf die direkte Preiselastizität der Stammholznachfrage nicht mehr losgelöst von den Preiselastizitäten der Komplemente interpretiert werden. In diesem speziellen Fall muss man vielmehr die Preiselastizitäten der beiden Komplemente Stammholz und Zement addieren und erhält auf diese Weise eine zusammengesetzte negative Preiselastizität der Stammholznachfrage von -0,865. Es ist empirisch allerdings nicht mög-

---

[1] Vgl. dazu die Ausführungen im 3. Kapitel S. 69

[2] Vgl. dazu auch die Schätzergebnisse der folgenden Strukturgleichungen 3 und 4.

[3] Ein erstes Indiz für eine näherungsweise Parallelentwicklung dieser beiden Preisreihen ist der relativ hohe einfache Korrelationskoeffizient von 0,802 zwischen dem Nadelstammholz- und dem Zementpreis.

lich, genau festzustellen, welcher Anteil der gesamten negativen Preiselastizität den beiden Teilelastizitäten in Wirklichkeit zugeordnet werden kann. Es scheint, dass die Zementpreiselastizität gegenüber der Stammholzpreiselastizität in Struktur 2 etwas zu hoch geschätzt wird. Dies lässt sich dadurch erklären, dass zwischen diesen beiden Preisreihen, wie oben festgestellt wurde, eine gewisse Multikollinearität besteht. Daraus folgt, dass sich Stammholzpreis und Zementpreis teilweise um die Erklärung desselben Teils des Regressanden "streiten". Es ist daher leicht möglich, dass die Signifikanz des Parameters vor dem Stammholzpreis gegenüber derjenigen des Parameters vor dem Zementpreis unterschätzt wird.

Diese Hypothese kann leicht überprüft werden, wenn eine Regression durchgeführt wird, bei welcher die Preise der beiden Komplemente Stammholz und Zement durch Addition zu einem einzigen Regressor zusammengefasst werden. Dabei kann festgestellt werden, dass sich die Testkoeffizienten, welche eine erste Aussage über die Güte der Anpassung erlauben, nicht signifikant verändern.

Bei korrekter Modellspezifikation darf auf die Berücksichtigung der Variablen "Zementpreis" als Regressor nicht verzichtet werden, erweist sich der Zementpreis doch als hoch signifikanter Bestimmungsfaktor. In Jahren gleichlaufender Entwicklung mit dem Nadelstammholzpreis könnte der Zementpreis zwar wegen hoher Multikollinearität aus der Nachfragegleichung eliminiert werden, doch würde man bei unterschiedlicher Entwicklung der beiden Preise eine fehlspezifizierte Nachfragegleichung erhalten, wenn der Zementpreis als Regressor ausgeschlossen würde. Eine solche Fehlspezifikation der Nachfragegleichung würde schliesslich zu verfälschten Parameterschätzungen führen.

Struktur 3:

$$N_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P_{Sth}^{BRD} + a_3 P_{NSI} + a_4 P_Z + a_5 P_{Ru} + a_6 LB_{Sth,t-2} + a_7 SEM + a_8 WAB + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 < 0,\ a_2 > 0,\ a_3 > 0,\ a_4 \gtrless 0,\ a_5 > 0,\ a_6 < 0,\ a_7 > 0,\ a_8 > 0$$

Gegenüber Struktur 2 wird in Struktur 3 auch der Rundeisenpreis als neuer Regressor in der Nachfragegleichung berücksichtigt. Der Rundeisenpreis ist dabei neben dem Nadelschnittholzimportpreis ein weiterer Preis eines typischen Konkurrenzproduktes zu Stammholz. Der Zementpreis hingegen ist wie die Schätzergebnisse von Strukturgleichung 2 bestätigen, als Preisindikator eines typischen Komplementes zu betrachten.

Die Ergebnisse der Schätzung von Struktur 3 mit Hilfe von TSLS werden für das Analyseintervall von 1952 - 1975 zusammengefasst:[1)]

$$N_{Sth} = \underset{(164,8)}{1327,6} - \underset{(1,8)}{5,2}\, P_{Sth} + \underset{(1,9)}{9,6}\, P^{BRD}_{Sth} + \underset{(2,8)}{13,5}\, P_{NSI} - \underset{(2,2)}{10,3}\, P_Z +$$

$$+ \underset{(2,2)}{6,6}\, P_{Ru} - \underset{(0,1)}{0,02}\, LB_{Sth,t-2} + \underset{(55,4)}{644,8}\, SEM + \underset{(1,5)}{5,4}\, WAB$$

$$R^2 = 0,942 \qquad D.W. = 2,755$$

Durch die Berücksichtigung eines zweiten wichtigen Preises eines Substitutes, nämlich des Rundeisenpreises, kann die Anpassung der berechneten an die tatsächliche Nadelstammholznachfrage während des Untersuchungszeitraumes von 1952 - 1975 weiter verbessert werden. Alle Parameter mit Ausnahme des Parameters vor dem um zwei Perioden verzögerten Nadelstammholzlagerbestand sind wiederum signifikant von Null verschieden. Ausserdem entsprechen die Vorzeichen durchwegs den theoretischen Erwartungen.

Durch die Anwendung der konsistenten zweistufigen Schätzmethode kann der Simultaneitätsbias, der der OLS-Methode bei der Schätzung eines interdependenten Systems eigen ist, erneut ausgeschaltet werden. Dies drückt sich im verbesserten t-Wert des Parameters vor dem Nadelstammholzpreis aus, der zur 95%-Signifikanz dieses Parameters führt.

---

1) Vgl. Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 3 bei Anwendung von OLS und TSLS für das Analyseintervall 1952 - 1975 im Anhang zu diesem Kapitel S. 186/187

Struktur 4:

$$N_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P_{Sth}^{BRD} + a_3 P_{NSI} + a_4 P_Z + a_5 P_{Ru} + a_6 SEM + a_7 WAB + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 < 0,\ a_2 > 0,\ a_3 > 0,\ a_4 \gtrless 0,\ a_5 > 0,\ a_6 > 0,\ a_7 > 0$$

In Struktur 4 wird der um zwei Perioden "gelagte" Nadelstammholzlagerbestand als Regressor aus der Nachfragegleichung eliminiert, erwies er sich doch in den vorhergehenden geschätzten Strukturen als weit von der statistischen Signifikanz entfernt. Ein möglicher Grund für diese Insignifikanz dürfte in der fragwürdigen Konsistenz der Zeitreihe "Nadelstammholzlagerbestand in den Sägereien" liegen. Wie im Datenanhang S. 261 näher ausgeführt wird, ist die Berücksichtigung der verzögerten Stammrundholzlagerbestände als Regressor der Nadelstammholznachfrage insofern problematisch, als die Höhe des auf den 31. 12. eines jeden Jahres erhobenen Lagerbestandes stark davon abhängt, zu welchem Zeitpunkt die Holzernte erfolgt. Bei schlechten Witterungsverhältnissen, die zu einer Verzögerung der jährlichen Holznutzung führen können, werden die Holzlieferungen vom Walde in die Sägereien erst im neuen Jahre nachgeholt. In diesem Falle wird der Lagerbestand, gemessen am 31. 12., niedriger eingestuft als in normalen Jahren und die Konsistenz der Zeitreihe wird verletzt.

Die Schätzresultate werden durch die Ausschaltung dieser Variablen jedoch kaum verändert.[1] Trotzdem sollen an dieser Stelle die Ergebnisse, die mit Hilfe von TSLS für das Analyseintervall von 1952 - 1975 geschätzt worden sind, zusammengefasst werden:

$$\underset{}{N_{Sth}} = \underset{(160,0)}{1322,5} - \underset{(1,8)}{5,2}\, P_{Sth} + \underset{(1,8)}{9,6}\, P_{Sth}^{BRD} + \underset{(2,8)}{13,5}\, P_{NSI} - \underset{(2,1)}{10,3}\, P_Z +$$

$$+ \underset{(2,1)}{6,7}\, P_{Ru} + \underset{(54,4)}{646,1}\, SEM + \underset{(1,5)}{5,4}\, WAB$$

$$R^2 = 0,942 \qquad D.W. = 2,763$$

---

[1] Vgl. Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 4 mit Hilfe von TSLS im Anhang zu diesem Kapitel S. 188

b) Zusammenfassung

Für wirtschaftspolitische Simulationen und Prognosen drängen sich m.E. die zweistufigen Schätzungen der Strukturen 3 und 4 am ehesten auf (vgl. S. 187 und 188 im Anhang zu diesem Kapitel). In diesen beiden Strukturen werden alle für die Nadelstammholznachfrage wichtigen Substituts- und Komplementaritätsbeziehungen berücksichtigt.

Im 6. Kapitel kann anhand von ex post-Prognosen und Stabilitätstests bezüglich der Regressionskoeffizienten überprüft werden, ob sich diese beiden Strukturen als Prognoseformen eignen werden.

c) Betrachtung der Residuen - eine Detailanalyse

Die Anpassung der berechneten an die tatsächliche Inlandnachfrage nach Nadelstammholz fiel ansprechend aus.[1] Einzig in den beiden Wirtschaftsjahren 1956 und 1972 sind relativ hohe positive Residuen (Abweichungen der berechneten von den empirischen Werten um ca. 8,8% bzw. 6,1%) feststellbar. Diese beiden hohen Residuen weisen vermutlich darauf hin, dass mit den in der Nachfragegleichung verwendeten Regressoren die ausgesprochen gute Wirtschaftslage ("Boomzeiten") in diesen beiden Jahren nicht genügend erfasst werden konnte.

Das hohe negative Residuum im Jahre 1957 (Abweichung des berechneten vom tatsächlichen Wert um ca. 5,5%), in dem die Nadelstammholznachfrage trotz anhaltend guter Wirtschaftslage in der Schweiz kleiner als berechnet ausgefallen ist, kann eventuell auf die Anzeichen einer beginnenden Rezession in den Vereinigten Staaten zurückgeführt werden. Es ist denkbar, dass diese Rezessionsanzeichen in den USA, die sich nicht auf die in der Gleichung verwendeten Regressoren ausgewirkt haben, für die schweizerische Sägereiindustrie eine Art Signalfunktion ausgeübt haben, die auf die zukünftig erschwerte Absatzlage von Schnittholz hindeutete und dadurch die Einkaufstätigkeit der Sägereien reduzierte.

Das negative Residuum im Jahre 1965 hingegen (Abweichung von ca. 4,0%) scheint v.a. durch die staatlichen Konjunkturdämpfungsmassnahmen verursacht worden zu

---

[1] Vgl. dazu z.B. den Plot der zweistufigen Schätzung von Struktur 3 im Anhang zu diesem Kapitel S. 187

sein. Dabei wird vermutet, dass sich diese staatliche Konjunkturdämpfungspolitik noch nicht vollständig auf die in der Nachfragegleichung verwendeten Regressoren (wie beispielsweise auf die Wachstumsrate des Bauvolumens) übertragen hat. Es bestünde zwar die Möglichkeit, eine Dummyvariable für die Konjunkturdämpfungsmassnahmen des Bundesrates im Jahre 1965 ins Modell zu integrieren, doch würde die Berücksichtigung einer solchen (0,1)-Dummyvariablen wegen der relativ geringen Abweichung des berechneten vom tatsächlichen Wert von ca. 4% im Jahre 1965 kaum zu einer signifikanten Verbesserung der geschätzten Strukturgleichung führen.

Ein weiterer Grund für das relativ hohe negative Residuum im Jahre 1965 dürfte in der zunehmenden Verdrängung des Holzes bei den neuen Baumethoden, insbesondere bei der Elementbauweise,[1] liegen. Diese zunehmende Verwendung von Konkurrenzprodukten in der Bauwirtschaft auf Kosten von Holz wurde in erster Linie durch den technischen Fortschritt ermöglicht; sie ist nicht etwa die Folge einer Verschiebung der relativen Preise zwischen Holz und seinen Substituten.

d) Die Preiselastizität der Nadelstammholznachfrage

Wesentlich schwieriger als bei der Bestimmung der Preiselastizität des Nadelstammholzangebotes ist es, aus der empirischen Analyse der Nachfragegleichung von Nadelstammholz auf die Preiselastizität der Nadelstammholznachfrage zu schliessen. Es wurde bereits erwähnt, dass sich eine deutlich negative Preiselastizität der Stammholznachfrage aus den beiden Preiselastizitäten von Stammholz und Zement[2] ergibt. Eine genaue Trennung der beiden Teilelastizitäten ist jedoch kaum möglich. In Struktur 3 bzw. in Struktur 4 kann eine solche additive Preiselastizität der Nachfrage von ca. -0,97 berechnet werden. Es wird aus der empirischen Analyse aber immerhin ersichtlich, dass die absolute Preiselastizität der Nachfrage höher eingestuft werden muss als die Preiselastizität des Angebotes. Dies kann u.a. damit begründet werden, dass die inländischen Käufer von Stammholz bei zu hohen schweizerischen Holzpreisen gute Importmög-

---

1) Vgl. dazu Schweizerische Forststatistik S. 30

2) Die beiden Preiselastizitäten von Stammholz und von Zement sind aber auch einzeln betrachtet negativ.

lichkeiten aus dem Ausland besitzen. Diese Tatsache zeigt, dass dank der starken internationalen Marktverflechtung eine enge Substitutionsbeziehung zwischen inländischem und ausländischem Holz besteht, was schliesslich einen preisnivellierenden Einfluss zur Folge hat. Andererseits haben die wichtigsten Holzverbraucher bei relativ hohen Holzpreisen auch die Möglichkeit, auf Substitute auszuweichen. Denn es gilt stets zu berücksichtigen, dass ein wesentlicher Teil der Holzprodukte grundsätzlich durch andere Materialien ersetzt wird, wenn diese kostenmässig oder von der Verwendung her günstiger erscheinen.

5.1.3. Die Schätzung der Nadelstammholzexporte

a) Schätzung verschiedener Strukturen

In diesem Abschnitt werden zwei verschiedene Strukturen der Nadelstammholzexporte vorgestellt und diskutiert. Sämtliche Schätzungen beziehen sich dabei auf den Untersuchungszeitraum von 1952 - 1975.

Struktur 1:

$$EX_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P^{I}_{Sth} + a_3 L_{tr} + a_4 EX'F\ddot{o}'Ma + a_5 Q + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 < 0,\ a_2 > 0,\ a_3 < 0,\ a_4 > 0,\ a_5 > 0$$

Die Strukturgleichung 1 unterscheidet sich von der ursprünglichen Modellgleichung im 3. und 4. Kapitel dadurch, dass als Kostenkomponente nur die Zeitreihe der trendbereinigten Waldarbeiterlöhne[1)] als Regressor verwendet wird. Auf die Berücksichtigung der Rüst- und Transportkosten, deren Entwicklung ähnlich den Lohnkosten verläuft, ist in dieser Gleichung verzichtet worden.

Als Dummyvariable "Exportförderungsmassnahmen" wird nicht nur eine (0,1)-Variable, die 1968 den Wert 1 und in allen übrigen Jahren den Wert 0 annimmt, sondern eine (0,1,2)-Dummyvariable in die Exportgleichung aufgenommen. Die Exportförderungsmassnahmen, die vom Bund im August 1967 als Folge des sturmbedingten Mehranfalls an Stammrundholz eingesetzt worden sind, bewirkten bereits 1967 einen sichtbaren Exportanstieg, der sich 1968 noch verstärkte.

---

1) Vgl. die Begründung zur Trendbereinigung der Kostenkomponenten in diesem Kapitel S. 120 f.

Aus diesem Grunde wird im Jahre 1967 ein Dummy von 1 und 1968 ein solcher von 2 in die Modellgleichung eingebaut.

Auf die Berücksichtigung des Nadelindustrieholzpreises als Regressor des Exportangebotes wird verzichtet. Erste Schätzergebnisse haben auf eine deutliche Nicht-Signifikanz dieser Preisvariablen in der Exportgleichung schliessen lassen.

Die Schätzergebnisse von Strukturgleichung 1 bei Anwendung von OLS zeigen folgendes Bild:[1)]

$$EX_{Sth} = \underset{(67,0)}{-0,8} - \underset{(0,8)}{0,8}\, P_{Sth} + \underset{(0,8)}{1,8}\, P^{I}_{Sth} - \underset{(9,8)}{28,1}\, L_{tr} + \underset{(18,7)}{86,3}\, EX'F\ddot{o}'Ma + \underset{(0,1)}{0,9}\, Q$$

$$R^2 = 0,929 \qquad D.W. = 1,893$$

Sämtliche Vorzeichen entsprechen den theoretischen Erwartungen. Mit Ausnahme des Koeffizienten vor dem inländischen Nadelstammholzpreis[2)] und des konstanten Gliedes sind zudem alle Regressionskoeffizienten bei einem Signifikanzniveau von 95% signifikant von Null verschieden. Die geringe quantitative Bedeutung des konstanten Gliedes bzw. dessen Nicht-Signifikanz lässt die Schlussfolgerung zu, dass die durch das konstante Glied ausgedrückte Durchforstung in der Angebotsgleichung und nicht in der Exportgleichung enthalten ist.

Zu beachten ist allerdings, dass die Durbin-Watson-Teststatistik gegen 2 hin verzerrt ist, weil mit der Variablen Q die um eine Periode verzögerten Nadelstammholzexporte als Regressor für die Erklärung der laufenden Nadelstammholzexporte verwendet wird. Diese autoregressive Beziehung ist jedoch erst ab 1969 wirksam. Eine Korrektur der D.W.-Teststatistik gemäss Johnston[3)] ist aus rechentechnischen Gründen leider nicht möglich.

---

1) Vgl. Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 1 mit Hilfe von OLS und TSLS im Anhang zu diesem Kapitel S. 189/190

2) Der Variationskoeffizient (Standardfehler dividiert durch Parameterwert) ist dabei immerhin noch kleiner als 100%.

3) Vgl. Johnston, J.: a.a.O.; p. 249 ff.

Die Anwendung der zweistufigen Schätzmethode bringt gegenüber OLS kaum wesentliche Aenderungen in den Parameterwerten und Teststatistiken, sodass auf eine Zusammenfassung der TSLS-Schätzergebnisse an dieser Stelle verzichtet werden kann.

Struktur 2:

$$EX_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P^{I}_{Sth} + a_3 L_{trb} + a_4 EX'F\ddot{o}'Ma + a_5 BSP_I + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 < 0,\ a_2 > 0,\ a_3 < 0,\ a_4 > 0,\ a_5 > 0$$

In Strukturgleichung 2 wird die Variable Q (Nadelstammholzexporte der Vorperiode ab 1969) durch das italienische Bruttosozialprodukt (BSP_I) ersetzt. Dies scheint der früher unterstellten Hypothese, dass nämlich nur das Exportangebot untersucht wird und die Exportnachfrage als vollkommen preiselastisch angenommen wird, zu widersprechen, ist das italienische Bruttosozialprodukt doch eher ein Nachfrageindikator. Die Annahme, dass das Ausland (im vorliegenden Falle in erster Linie Italien) das von der Schweiz angebotene Stammrundholz unabhängig von seiner eigenen wirtschaftlichen Entwicklung importiert, ist hingegen kaum realistisch. Deshalb wird das italienische Bruttosozialprodukt als Indikator für die wirtschaftliche Entwicklung in Italien - wie im 2. Kapitel festgestellt wurde, geht der weitaus grösste Teil der schweizerischen Stammholzexporte in die italienische Sägereiindustrie - als Regressor in die Exportgleichung integriert.[1)]

Als Kostenkomponente werden auch in Strukturgleichung 2 die Waldarbeiterlöhne, bereinigt von der Beeinflussung des schweizerischen Bruttosozialproduktes,[2)] als Regressor berücksichtigt.

[1)] Die Exportangebotsgleichung kann dabei als eine Art reduzierte Form betrachtet werden. Die Annahme, dass der schweizerische Holzmarkt das ausländische Holzpreisniveau nicht zu beeinflussen vermag, bleibt jedoch weiterhin bestehen.

[2)] Vgl. dazu die Ausführungen auf S. 120 f.

Bei Anwendung der TSLS-Schätzmethode erhält man für Strukturgleichung 2 die folgenden Resultate:[1)]

$$EX_{Sth} = \underset{(30,6)}{76,3} - \underset{(0,3)}{1,3}\, P_{Sth} + \underset{(0,3)}{0,1}\, P^{I}_{Sth} - \underset{(7,6)}{25,1}\, L_{trb} + \underset{(7,7)}{38,0}\, EX'F\ddot{o}'Ma + \underset{(0,0003)}{0,004}\, BSP_{I}$$

$$R^2 = 0,987 \qquad D.W. = 1,126$$

Mit Ausnahme des Koeffizienten vor dem italienischen Nadelstammholzpreis sind alle Koeffizienten signifikant von Null verschieden und verfügen ausserdem über die erwarteten Vorzeichen. Es fällt auf, dass bei Berücksichtigung des italienischen Bruttosozialproduktes als Regressor anstelle der verzögerten Nadelstammholzexporte ab 1969 die Signifikanz des italienischen Stammholzpreises verlorengeht. Dies kann unter Umständen auf die vermutete hohe Multikollinearität zwischen dem italienischen Bruttosozialprodukt und der italienischen Stammholzpreisreihe[2)] zurückgeführt werden. Der "Wettstreit" dieser beiden Reihen um die Erklärung desselben Teils der Nadelstammholzexporte kann zu relativ hohen Standardabweichungen und dadurch zur Nicht-Signifikanz eines oder sogar beider Regressionskoeffizienten führen. Während der Koeffizient vor dem italienischen Bruttosozialprodukt sehr hoch signifikant ist (t-Wert = 14,3), weist der Parameter vor der italienischen Preisreihe eine sehr geringe Signifikanz auf (t-Wert = 0,3).

Der guten Erklärung der Nadelstammholzexporte in dieser Strukturgleichung (hoher F-Wert und dadurch auch hohes R^2) steht eine relativ schlechte D.W.-Teststatistik gegenüber, die positive Autokorrelation der Residuen vermuten lässt. Aus diesem Grunde wurde Strukturgleichung 2 nicht nur mit Hilfe von OLS und TSLS, sondern auch mit der allgemeineren GLS-Methode geschätzt. Diese GLS-Schätzresultate werden im folgenden kurz zusammengefasst:

---

1) Vgl. Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 2 mit Hilfe von TSLS und GLS im Anhang zu diesem Kapitel S. 191 / 192. Auf die Darstellung der OLS-Schätzergebnisse im Anhang wird verzichtet, weichen diese doch kaum von den TSLS-Ergebnissen ab.

2) Der einfache Korrelationskoeffizient von 0,899 zwischen diesen beiden Reihen deutet auf hohe Multikollinearität hin.

$$EX_{Sth} = \underset{(31,5)}{66,8} - \underset{(0,3)}{1,2}\, P_{Sth} - \underset{(0,2)}{0,01}\, P^{I}_{Sth} - \underset{(8,3)}{27,5}\, L_{trb} + \underset{(6,3)}{42,9}\, EX'F\ddot{o}'Ma + \underset{(0,0003)}{0,004}\, BSP_{I}$$

$$R^2 = 0,963 \qquad D.W. = 1,431$$

Man sieht bei der Gegenüberstellung der Schätzergebnisse von TSLS (bzw. von OLS) mit denjenigen bei Anwendung der GLS-Methode, dass diese nicht stark voneinander abweichen. Die Parameterwerte und überraschenderweise auch die t-Werte sind bei allen drei Schätzverfahren kaum wesentlich verschieden voneinander.

b) Zusammenfassung

A priori lässt sich kaum beurteilen, welche der beiden Strukturen der Exportgleichung sich für wirtschaftspolitische Simulationen und Prognosen als geeigneter erweisen wird. Erst die Prognosefähigkeit dieser zwei Strukturen vermag dem Empiriker einen schlüssigen Hinweis auf die Güte der geschätzten Gleichungen zu vermitteln. Deshalb werden beide Strukturgleichungen im 6. Kapitel bei der Behandlung der ex post-Prognosen und der Stabilitätstests nochmals berücksichtigt.

c) Betrachtung der Residuen - eine Detailanalyse

Lediglich in Strukturgleichung 1 lässt sich im Jahre 1969 eine grössere positive Abweichung zwischen dem empirischen und dem berechneten Wert feststellen (diese Abweichung beträgt ca. 50%). Dieses hohe Residuum kann noch immer als Folge der Schadholzanfälle im Jahre 1967 angesehen werden. Durch die Berücksichtigung des italienischen Bruttosozialproduktes als Regressor in der Exportgleichung kann jedoch auch dieses hohe Residuum zum Verschwinden gebracht werden.

In allen übrigen Jahren bewegen sich die Residuen durchaus im Bereiche "normaler" Abweichungen, welche durch die im Störglied μ[1)] zusammengefassten unbedeutenden Bestimmungsfaktoren und Zufallsschwankungen erklärt werden können.

[1)] Der Erwartungswert des Störgliedes μ ist Null, weil unterstellt werden kann, dass einige dieser unbedeutenden Bestimmungsfaktoren den Regressanden positiv und andere negativ beeinflussen; im Endeffekt sollten sich die Auswirkungen dieser Faktoren schliesslich ausgleichen.

d) Die Preiselastizitäten der Nadelstammholzexporte

Die Nadelstammholzexporte erweisen sich als stark preiselastisch. Es ist jedoch nicht möglich, einen exakten Wert für diese direkte Preiselastizität anzugeben. Die verschiedenen Schätzungen der Stammholzexporte lassen nur die Schlussfolgerung zu, dass die direkte Preiselastizität etwa innerhalb der Bandbreite von -0,8 bis -1,4 zu suchen ist.

Daraus geht deutlich das gewinnmaximierende Verhalten der Waldbesitzer bei ihrem Holzabsatz hervor. Bei einem Anstieg des inländischen Stammholzpreisniveaus um 10% gehen die Nadelstammholzexporte ceteris paribus wahrscheinlich über 10% zurück. Der Inlandmarkt wird für die Waldbesitzer interessanter und die Exporttätigkeit geht zurück.

Schwieriger zu beurteilen ist die Exportelastizität in bezug auf den italienischen Stammholzpreis, die sich in Struktur 1 als sehr preiselastisch erwies (ca. +1,2), in Struktur 2 bei Aufnahme des italienischen Bruttosozialproduktes als Regressor in die Exportgleichung jedoch statistisch nicht mehr gesichert ist (ca. +0,07 bei der TSLS-Schätzung).[1)]

5.1.4. Die Schätzung der Nadelstammholzimporte

a) Schätzung verschiedener Strukturen

In diesem Abschnitt werden zwei mit OLS und TSLS geschätzte Strukturen der Nadelstammholzimporte vorgestellt und diskutiert. Den Schätzungen ist wiederum das Analyseintervall von 1952 - 1975 zugrundegelegt worden.

Es kann gleich vorweggenommen werden, dass die Schätzung der Nadelstammholzimporte wesentlich weniger günstig ausgefallen ist als die Schätzung der drei vorher diskutierten Verhaltensgleichungen.

---

1) Dieser geringen, nicht-signifikanten Preiselastizität darf hingegen kein allzu grosses Gewicht beigemessen werden, ist es doch denkbar, dass als Folge der hohen Multikollinearität zwischen dem italienischen Bruttosozialprodukt und dem italienischen Stammholzpreis die Signifikanz des Parameters vor dem italienischen Stammholzpreis unterschätzt wird (vgl. dazu die Ausführungen auf S.144).

Struktur 1:

$$IM_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P^{BRD}_{Sth} + a_3 LB_{Sth,t-1} + a_4 WAB +$$

$$+ a_5 IM_{Sth,t-1} + a_6 SCHN\ 67 + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 > 0,\ a_2 < 0,\ a_3 < 0,\ a_4 > 0,\ a_5 > 0,\ a_6 < 0$$

Im Vergleich mit der ursprünglichen Importgleichung von Nadelstammholz, welche im 3. Kapitel hergeleitet wurde, fällt auf, dass in dieser ersten Strukturgleichung keine Preise von Substituten und Komplementen enthalten sind. Zudem hat sich gezeigt, dass die naturbedingten Schadholzanfälle nur im Jahre 1967 eine Auswirkung auf die Höhe der Importe ausgeübt haben, und zwar in dem Sinne, dass der Schadholzanfall im Inland zu einer Reduktion der Nadelstammholzimporte im Jahre 1967 geführt hat.[1)] Im Jahre 1962 konnte hingegen wegen des im Januar und April angefallenen Sturmholzes kein signifikanter Rückgang der Stammholzimporte beobachtet werden. Aus diesem Grunde enthält die obige Importgleichung eine Dummyvariable, die nur im Jahre 1967 den Wert 1 annimmt und in allen übrigen Jahren Null beträgt.

Gegenüber der Nachfragegleichung erscheinen die Lagerbestände an Nadelstammholz in der Importnachfragegleichung nur um eine Periode verzögert. Dies kann damit erklärt werden, dass die Importbezüge kurzfristiger getätigt werden können als die Inlandbezüge, bei denen sich die Industrien häufig an gewisse Vereinbarungen halten müssen. Die Anpassung der Nadelstammholzimporte an die Lagerbestände von Nadelstammrundholz erfolgt daher mit einer geringeren zeitlichen Verzögerung. Diese Vermutung wird sich bei der empirischen Analyse bestätigen.

Wird nun Strukturgleichung 1 mit Hilfe von TSLS geschätzt, so erhält man die folgenden Schätzresultate:[2)]

---

1) Vgl. dazu die Ausführungen im 3. Kapitel S. 79

2) Vgl. Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 1 mit Hilfe von TSLS im Anhang zu diesem Kapitel S. 193. Die OLS-Schätzergebnisse weichen dabei nur geringfügig von der zweistufigen Schätzung ab; sie werden deshalb im Anhang nicht ausgewiesen.

$$IM_{Sth} = \underset{(34,9)}{127,3} + \underset{(0,4)}{0,8}\ P_{Sth} - \underset{(0,6)}{1,1}\ P^{BRD}_{Sth} - \underset{(0,03)}{0,1}\ LB_{Sth,t-1} + \underset{(0,5)}{1,5}\ WAB$$

$$+ \underset{(0,1)}{0,6}\ IM_{Sth,t-1} - \underset{(22,0)}{42,9}\ SCHN\ 67$$

$$R^2 = 0,739 \qquad D.W. = 2,087^{1)}$$

Sämtliche Vorzeichen entsprechen den theoretischen Erwartungen. Zudem sind mit Ausnahme der beiden Koeffizienten vor dem in- und ausländischen Nadelstammholzpreis sowie des Koeffizienten vor der Dummyvariablen (t-Wert =-1,946) alle Koeffizienten bei einem Signifikanzniveau von 95% signifikant von Null verschieden. Diese Nicht-Signifikanz der beiden Regressionskoeffizienten vor dem inländischen und vor dem bundesdeutschen Stammholzpreis kann unter Umständen auf die hohe Multikollinearität zwischen diesen zwei Preisreihen zurückgeführt werden.

Die teilweise recht hohen Residuen (Abweichungen zwischen den berechneten und den tatsächlichen Werten) sowie auch der kaum befriedigende Bestimmtheitskoeffizient ($R^2 = 0,736$) lassen vermuten, dass die Importnachfragegleichung in dieser Form noch nicht richtig spezifiziert wurde.

Aus diesem Grunde wird Strukturgleichung 2 gegenüber Struktur 1 erweitert, indem als neue Regressoren die Preise der Substitute P_{NSI} (Nadelschnittholzimportpreis) und P_{Ru} (Rundeisenpreis) und ein Indikator für die zunehmenden Lieferkosten der transportkostenempfindlichen Rundholzimporte berücksichtigt werden. Dafür wird in Strukturgleichung 2 auf die erklärende Variable $IM_{Sth,t-1}$, die in dieser Struktur nicht viel zur Erklärung beiträgt, verzichtet.

Struktur 2:

$$IM_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P^{BRD}_{Sth} + a_3 LB_{Sth,t-1} + a_4 P_{NSI} + a_5 P_{Ru} +$$
$$+ a_6 GHP + a_7 WAB + a_8 SCHN\ 67 + \mu$$

---

1) Die D.W.-Teststatistik ist wegen der Aufnahme der Stammholzimporte der Vorperiode ("gelagte" endogene Variable) als Regressor in die Importnachfragegleichung gegen 2 hin verzerrt.

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 > 0,\ a_2 < 0,\ a_3 < 0,\ a_4 > 0,\ a_5 > 0,\ a_6 < 0,\ a_7 > 0,\ a_8 < 0$$

Der Grosshandelspreisindex (GHP) wird in dieser Gleichung als eine Proxyvariable für die Transport- und Lieferkosten von Stammrundholz aus dem Ausland angesehen. Dieser stetige Anstieg der Transport- und Lieferkosten hat dazu geführt, dass man in vermehrtem Masse auf die weniger transportkostenempfindlichen Importe von be- und verarbeitetem Holz ausgewichen ist. Daher besteht die Vermutung, dass die steigenden Transportkosten mit ein Grund für die rückläufigen Nadelstammholzimporte sind.[1)]

Die Schätzergebnisse von Struktur 2 bei Anwendung der TSLS-Methode zeigen folgendes Bild:[2)]

$$IM_{Sth} = \underset{(97,7)}{318,7} + \underset{(0,5)}{2,4}\ P_{Sth} - \underset{(0,6)}{2,1}\ P^{BRD}_{Sth} - \underset{(0,04)}{0,09}\ LE_{Sth,t-1} + \underset{(2,7)}{4,4}\ P_{NSI} +$$

$$+ \underset{(0,7)}{1,5}\ P_{Ru} - \underset{(2,1)}{5,4}\ GHP + \underset{(0,5)}{1,7}\ WAB - \underset{(23,8)}{35,5}\ SCHN\ 67$$

$$R^2 = 0,725 \qquad D.W. = 1,956$$

Mit Ausnahme der Regressionskoeffizienten vor dem Nadelschnittholzimportpreis und vor der Dummyvariablen SCHN 67[3)] erweisen sich alle Parameter als signifikant von Null verschieden. Ebenso stimmen die berechneten Vorzeichen durchwegs mit den früher angestellten theoretischen Erwartungen überein.

Trotz der Signifikanz fast aller in der Importgleichung verwendeten Regressoren kann die Erklärung der Importnachfrage nicht verbessert werden ($R^2 = 0,725$). Auch die Berücksichtigung von weiteren Regressoren - z.B. der Mehreinfuhr von Nadelschnittholz anstelle des Preises für die Nadelschnittholzimporte - führt zu keiner besseren Anpassung der berechneten an die tatsächliche Importmenge.

[1)] Vgl. dazu die Ausführungen im 3. Kapitel S. 77

[2)] Vgl. Computeroutput inkl. Plot von Struktur 2 bei Anwendung der TSLS-Schätzmethode im Anhang zu diesem Kapitel S. 194

[3)] Diese beiden Regressionskoeffizienten verfügen aber immerhin noch über einen Variationskoeffizienten, der wesentlich unter 100% liegt.

Deshalb muss ich mich bei der Schätzung der Nadelstammholzimporte mit einer Erklärung von lediglich gut 70% der Varianz dieser Importe zufriedengeben. Es erscheint andererseits jedoch äusserst fraglich, ob eine andere Modellspezifikation oder weitere, bisher nicht berücksichtigte Regressoren eine bessere Anpassung der berechneten an die empirischen Werte ermöglichen würden.

Eine deutliche empirische Bestätigung erfährt hingegen die Hypothese, dass die Höhe der Importe kurzfristiger auf Lagerveränderungen reagiert als die Höhe der Inlandnachfrage. Den Importen kommt somit auch beim Nadelstammholz zum Teil die Bedeutung eines kurzfristigen "Ausgleichsventils" oder eine Art "Pufferfunktion" zu.

b) Zusammenfassung

Im 6. Kapitel wird untersucht, welche der beiden Strukturen bessere Prognosewerte ermöglicht und ob sich die Konstanzannahme der Parameter für die dem Analyseintervall nachfolgende Periode auch auf empirischer Ebene stützen lässt.

Bei den Nadelstammholzimporten wird auf eine Detailanalyse - eine Analyse über die Ursachen der jährlichen Abweichungen der berechneten von den tatsächlichen Werten - verzichtet. Es hat sich nämlich als sehr schwierig erwiesen, bei der empirischen Analyse eine einigermassen gute Anpassung der berechneten an die tatsächlichen Werte zu erreichen. Es ist zudem nicht gelungen, für die hohen Residuen in einzelnen Jahren eine sinnvolle ökonomische Interpretation zu finden.

c) Die Preiselastizitäten der Nadelstammholzimporte

Sehr deutlich kommt bei der empirischen Analyse der Nadelstammholzimporte die bestehende Konkurrenz zwischen In- und Auslandholz zum Ausdruck. Die hohe positive Preiselastizität der Importnachfrage (sie dürfte zwischen + 1,2 und + 3,7 liegen) und die hohe negative Elastizität in bezug auf den bundesdeutschen Nadelstammholzpreis (zwischen - 1,5 und - 2,8) deuten auf eine sehr enge Konkurrenzbeziehung hin.

Die jeweiligen Elastizitäten werden ebenfalls im Computeroutput (im Anhang zu diesem Kapitel) ausgewiesen. Zu beachten ist, dass die Elastizität in bezug auf

den Grosshandelspreisindex nicht interpretierbar ist, weil der Grosshandelspreisindex eine Proxyvariable für die Transport- und Lieferkosten der Nadelstammholzimporte darstellt.

5.2. Der Industrieholzmarkt

Im zweiten Teil des 5. Kapitels werden die Schätzresultate der drei Verhaltensgleichungen von Industrieholzangebot, Industrieholznachfrage und Industrieholzimporte vorgestellt und diskutiert. Auf die Schätzung einer Gleichung für die Industrieholzexporte muss aus den bereits früher erwähnten Gründen verzichtet werden (geringe quantitative Bedeutung der Industrieholzexporte und geringe Streuung der einzelnen Jahreswerte in den 50-er und 60-er Jahren).

5.2.1. Die Schätzung des Industrieholzangebotes

a) Schätzung verschiedener Strukturen

An dieser Stelle werden fünf verschiedene Strukturgleichungen des Industrieholzangebotes vorgestellt und zu interpretieren versucht. Als Schätzverfahren gelangen wie beim Nadelstammholzmarkt wieder OLS, TSLS (inkl. Hauptkomponentenanalyse) und teilweise GLS zur Anwendung. Als Untersuchungszeitraum liegt allen drei Schätzverfahren aus datentechnischen Gründen[1] nur die Periode von 1955 - 1975 zugrunde.

Struktur 1:

$$A_{Ind} = a_0 + a_1 P_{Ind} + a_2 P_{Sth} + a_3 P_{Br} + a_4 L_{tr} + a_5 SCHN + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 > 0,\ a_2 \gtrless 0,\ a_3 < 0,\ a_4 < 0,\ a_5 > 0$$

Wie bei den verschiedenen Strukturgleichungen des Nadelstammholzangebotes werden aufgrund derselben Ueberlegungen auch beim Industrieholzangebot die vom Einfluss des Bruttosozialproduktes oder eines linearen Trends bereinigten Kostenkomponenten L bzw. TK als Regressoren verwendet.

Für die Dummyvariable "Schadholznutzung" wird im Gegensatz zur ursprünglichen Modellgleichung eine Vierstufigkeit der Hilfsvariablen unterstellt: Im Jahre 1962 nimmt der Dummy dabei den Wert 1 an, im Jahre 1967, in dem der Schadholz-

---

[1] Die Datenreihe "Industrieholznutzung" wurde erst ab 1955 statistisch erfasst. Vgl. Anhang S. 265 f.

anfall einen wesentlich grösseren Umfang als 1962 erreicht hat, wird der Wert 2.5 in die Reihe eingesetzt und im Jahre 1968 schliesslich der Wert 2, weil als Folge des Sturmjahres 1967 auch in diesem Jahre noch eine beträchtliche zwangsweise Mehrnutzung von Industrieholz angefallen sein dürfte; in allen übrigen Jahren beträgt die Dummyvariable Null. Die Verwendung einer vierstufigen Dummyvariablen lässt sich insofern begründen, als die Schadholzanfälle von 1962 und v.a. von 1967 den Industrieholzmarkt vermutlich stärker beeinflusst haben als den Nadelstammholzmarkt.

Die Schätzung von Strukturgleichung 1 mit Hilfe des zweistufigen Schätzverfahrens (TSLS) ergibt die folgenden Resultate:[1)]

$$A_{Ind} = \underset{(533,2)}{-\ 525,7} + \underset{(11,2)}{35,6}\ P_{Ind} + \underset{(3,3)}{3,7}\ P_{Sth} - \underset{(12,7)}{35,4}\ P_{Br} - \underset{(61,9)}{110,8}\ L_{tr} + \underset{(35,8)}{119,2}\ SCHN$$

$$R^2 = 0,870 \qquad D.W. = 1,295$$

Mit dem zweistufigen Schätzverfahren wird gegenüber OLS eine sichtbare Verbesserung der Signifikanz fast aller Parameter sowie der verschiedenen Testkoeffizienten erzielt.[2)] Weiter kann festgestellt werden, dass sämtliche Regressionskoeffizienten das mit den theoretischen Erwartungen übereinstimmende Vorzeichen aufweisen. Die Parameter vor dem Industrieholzpreis, vor dem Brennholzpreis und vor der Dummyvariablen "Schadholznutzung" sind zudem signifikant von Null verschieden.

Auffallend an diesen Schätzergebnissen ist in erster Linie das positive Vorzeichen vor dem Nadelstammholzpreis. Die Schlussfolgerung, die aus der empirischen

---

[1)] Vgl. Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Strukturgleichung 1 mit Hilfe von TSLS im Anhang zu diesen Kapitel S.195. Auf die Präsentation der OLS-Schätzresultate in dieser wie auch in den folgenden Schätzgleichungen des Industrieholzangebotes und der Industrieholznachfrage wird verzichtet. Es kann jedoch allgemein festgehalten werden, dass die OLS-Schätzung in diesen Gleichungen durchwegs zu weniger signifikanten Regressionskoeffizienten und zu geringfügig schlechteren Testkoeffizienten als die TSLS-Methode führt.

[2)] Die Anwendung des GLS-Schätzverfahrens bringt keine neuen Erkenntnisse, sodass auf deren Präsentation im Rahmen dieser Arbeit verzichtet wird.

Analyse des Nadelstammholzangebotes gezogen werden konnte, dass nämlich Stamm- und Industrieholz eher Alternativ- als Kuppelprodukte sind, also in gewisser Konkurrenzbeziehung zueinander stehen, kann bei dieser Schätzung leider nicht bestätigt werden. Die empirische Analyse führt bei den beiden Teilmärkten - Nadelstammholz- und Industrieholzmarkt - somit zu einem "Widerspruch" bezüglich des Vorzeichens des Parameters vor dem Nadelstammholz- bzw. vor dem Industrieholzpreis. Dieses Problem wird später nochmals aufgegriffen.

Weiter ist das negative Vorzeichen beim konstanten Glied bemerkenswert, wäre doch weit eher ein positives konstantes Glied erwartet worden, welches das alljährlich in Form von Durchforstungs- und Pflegemassnahmen - unabhängig von der jeweiligen Marktsituation - genutzte Industrieholz erklärt. Der Grund für dieses negative, nicht-signifikante konstante Glied dürfte darin liegen, dass in den 50-er und teilweise auch noch in den 60-er Jahren die als Folge von Durchforstungs- und Pflegemassnahmen anfallenden schwächeren Holzsortimente vorwiegend als Brennholz verwertet wurden. Diese Holzsortimente genügten damals den qualitativen Anforderungen der industrieholzverarbeitenden Industrien noch nicht. Ausserdem war die Nachfrage der Spanplattenindustrie, die auch qualitativ weniger gutes Industrieholz verarbeiten kann, nach Industrieholz noch sehr gering.

Struktur 2:

$$A_{Ind} = a_0 + a_1 P_{Ind} + a_2 P_{Sth} + a_3 P_{Br} + a_4 L_{trb} + a_5 SCHN + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 > 0,\ a_2 \gtrless 0,\ a_3 < 0,\ a_4 < 0,\ a_5 > 0$$

In Strukturgleichung 2 wird gegenüber der ersten Struktur die Variable L_{tr} durch L_{trb} ersetzt. In Struktur 2 wird somit die Hypothese unterstellt, dass die technische Entwicklung keinem linearen Trend, sondern eher der Entwicklung des Bruttosozialproduktes folgt. Aus diesem Grunde wurden die Waldarbeiterlöhne vom Einfluss des Bruttosozialproduktes bereinigt.[1)]

[1)] Vgl. dazu die Ausführungen in diesem Kapitel S. 120 f.

Bei Anwendung von TSLS erhält man für Strukturgleichung 2 die folgenden Schätzergebnisse:[1)]

$$A_{Ind} = \underset{(255,4)}{-97,2} + \underset{(8,5)}{21,1}\, P_{Ind} + \underset{(2,7)}{4,6}\, P_{Sth} - \underset{(11,1)}{28,4}\, P_{Br} - \underset{(60,5)}{166,1}\, L_{trb} + \underset{(29,1)}{133,1}\, SCHN$$

$$R^2 = 0,893 \qquad D.W. = 1,252$$

Gegenüber der Schätzung mit OLS wird wieder eine deutliche Verbesserung der Schätzergebnisse sichtbar, die sich v.a. darin äussert, dass die Regressionskoeffizienten vor dem Industrieholz- und vor dem Brennholzpreis bei einem Signifikanzniveau von 95% signifikant von Null verschieden werden. Mit Ausnahme des Koeffizienten vor dem Nadelstammholzpreis sowie des konstanten Gliedes, dessen Bedeutung beim Industrieholzangebot weniger ins Gewicht fällt, sind somit alle Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden. Im übrigen treten dieselben Probleme wie in Strukturgleichung 1 auf.

Struktur 3:

$$A_{Ind} = a_0 + a_1 P_{Ind} + a_2 P_{Br} + a_3 L_{trb} + a_4 SCHN + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 > 0,\ a_2 < 0,\ a_3 < 0,\ a_4 > 0$$

In dieser Struktur wird die erklärende Variable Nadelstammholzpreis (P_{Sth}), die sich in den zwei bisherigen Strukturen jeweils als nicht-signifikant erwiesen hat, als Regressor ausgeschlossen.[2)] Zur Berücksichtigung bzw. Nichtberücksichtigung des Regressors P_{Sth} in der Angebotsgleichung für Industrieholz muss man sich nebenbei einige Gedanken machen: Im 3. Kapitel, bei der theoretischen Modellvorstellung,[3)] wurde ausgeführt, dass der Nadelstammholzpreis die Interdependenz der beiden Märkte (Nadelstammholz- und Industrieholzmarkt) zum Ausdruck bringen soll. A priori konnte dabei nicht definitiv gesagt werden, ob in Wirklichkeit eine Substitutions- oder eine Komplementaritätsbeziehung zwischen die-

---

[1)] Vgl. Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 2 mit Hilfe von TSLS im Anhang zu diesem Kapitel S. 196

[2)] Dabei geht allerdings die bestehende Interdependenz der beiden Teilmodelle teilweise verloren.

[3)] Vgl. S. 82

sen beiden Holzsortimenten besteht. Darauf sollte die empirische Analyse dem Forscher jedoch eine Antwort geben können. Bei der Regressionsanalyse des Nadelstammholzangebotes konnte festgestellt werden, dass zwischen Stamm- und Industrieholz eher auf Alternativ- oder Konkurrenzprodukte als auf Kuppelprodukte geschlossen werden kann. Die empirische Analyse des Industrieholzangebotes scheint diese Erkenntnis jedoch wieder in Frage zu stellen. Deshalb muss nochmals nachdrücklich darauf hingewiesen werden, dass die Schätzung des Industrieholzangebotes mit dem gewogenen Nadelstammholzpreis fragwürdig ist. Der Nadelstammholzpreis wird dabei als schweizerischer Mittelpreis über die drei Sortimente Mittelholz 3. Klasse, Langholz 3. Klasse und Trämel On des Nadelrundholzes berechnet. In Wirklichkeit kann aber nur eine relativ geringe Menge von etwa 10 - 20% von Stammholz minderer Qualität und Industrieholz gegenseitig substituiert werden. Deshalb muss vermutet werden, dass der Stammholzpreis 4./5. Klasse für die Regressionsgleichung wesentlich geeigneter als der gewählte Mittelpreis wäre. Leider konnte jedoch keine geeignete Preisreihe für Stammholzsortimente minderer Qualität zur Verfügung gestellt werden. Einzig die nur schwer überprüfbare Hypothese, dass der Nadelstammholzpreis von Sortimenten minderer Qualität ungefähr parallel zum verwendeten durchschnittlichen Nadelstammholzpreis verläuft, erlaubt, den gewogenen Nadelstammholzpreis (P_{Sth}) weiterhin als Regressor in der Angebotsgleichung für Industrieholz zu berücksichtigen.

Für die geschätzte Regressionsgleichung des Industrieholzangebotes (Struktur 3) erhält man bei Anwendung des TSLS-Schätzverfahrens die folgenden Ergebnisse,[1] nachdem die erklärende Variable P_{Sth} ausgeschaltet worden ist:

$$\underset{}{A_{Ind}} = \underset{(251,3)}{132,4} + \underset{(5,5)}{33,2}\, P_{Ind} - \underset{(11,4)}{37,2}\, P_{Br} - \underset{(70,0)}{162,6}\, L_{trb} + \underset{(32,3)}{118,7}\, SCHN$$

$$R^2 = 0,868 \qquad D.W. = 1,484$$

---

[1] Vgl. Computeroutput inkl. Plot der TSLS-Schätzung von Struktur 3 im Anhang zu diesem Kapitel S. 197

Mit Ausnahme des konstanten Gliedes, das in dieser Struktur immerhin ein positives Vorzeichen aufweist, sind sämtliche Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden. Ihre Vorzeichen entsprechen zudem ausnahmslos den theoretischen Erwartungen.

Die hohen Residuen (vgl. Plot S.197) in dieser wie auch in den beiden vorhergehenden Strukturen lassen jedoch vermuten, dass die Gleichung des Industrieholzangebotes noch nicht korrekt spezifiziert wurde. Aus diesem Grunde wird als Indikator für die technische Entwicklung in der Forstwirtschaft analog dem Vorgehen bei der Gleichung für das Nadelstammholzangebot das Bruttosozialprodukt als zusätzlicher Regressor eingeführt.[1)]

Struktur 4:

$$A_{Ind} = a_0 + a_1 P_{Ind} + a_2 P_{Sth} + a_3 P_{Br} + a_4 L_{tr} + a_5 SCHN + a_6 BSP + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 > 0,\ a_2 \gtrless 0,\ a_3 < 0,\ a_4 < 0,\ a_5 > 0,\ a_6 > 0$$

Neben dem Bruttosozialprodukt als Proxyvariable für den technischen Fortschritt in der Forstwirtschaft werden weiterhin die trendbereinigten Waldarbeiterlöhne als erklärende Grösse der Industrieholznutzung verwendet. Die Waldarbeiterlöhne werden trotz der Aufnahme des Bruttosozialproduktes als Regressor in die Angebotsgleichung vom Einfluss des linearen Trends bereinigt, weil angenommen werden muss, dass das Bruttosozialprodukt die technische Entwicklung nur annäherungsweise korrekt widerspiegeln kann.[2)]

Als Dummyvariable "Schadholznutzung" wird in dieser Struktur eine Hilfsvariable verwendet, der im Jahre 1962 der Wert 1, 1967 der Wert 2.5 und 1968 lediglich der Wert 1 (im Gegensatz zum Wert 2 in den drei vorhergehenden Strukturen) zugeordnet wird.

---

1) Vgl. dazu die Ausführungen auf S. 125 f.

2) Die Schätzung der Angebotsgleichung, in der neben dem Bruttosozialprodukt die absoluten Werte der ausbezahlten Stundenlöhne der Waldarbeiter als Regressoren berücksichtigt werden (Struktur 5), führt zu wesentlich schlechteren Schätzergebnissen. Vgl. dazu Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 5 bei Anwendung von TSLS im Anhang zu diesem Kapitel S.199

Die Schätzung von Struktur 4 bei Anwendung des zweistufigen Schätzverfahrens (TSLS) ergibt die folgenden Resultate:[1)]

$$A_{Ind} = \underset{(191,9)}{-578,2} + \underset{(5,6)}{8,2}\ P_{Ind} + \underset{(1,2)}{2,3}\ P_{Sth} + \underset{(6,6)}{0,9}\ P_{Br} - \underset{(22,5)}{138,8}\ L_{tr} + \underset{(14,8)}{97,5}\ SCHN + \underset{(0,0005)}{0,004}\ BSP$$

$$R^2 = 0,975 \qquad D.W. = 2,524$$

Die Schätzung von Struktur 4 zeigt eine sehr gute Anpassung der berechneten an die tatsächlichen Werte des Industrieholzangebotes, was bereits durch den recht hohen Bestimmtheitskoeffizienten von mehr als 0,975 zum Ausdruck gebracht wird. Gegenüber der OLS-Schätzung ist v.a. die zunehmende Signifikanz des Regressionskoeffizienten vor dem Industrieholzpreis bemerkenswert, was auf die Ausschaltung des Simultaneitätsbias zurückgeführt werden kann.

Mit Ausnahme der Parameter vor dem Industrieholzpreis[2)] und vor dem Brennholzpreis sind alle Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden. Der Koeffizient vor dem Brennholzpreis weist in dieser Struktur jedoch das theoretisch "falsche" Vorzeichen auf, bei einem allerdings nur sehr geringen t-Wert von 0,138. Es ist jedoch denkbar, dass mit der Berücksichtigung des Bruttosozialproduktes als Regressor in der Angebotsgleichung Nachfrageelemente in die Angebotsbeziehung integriert worden sind, die zur Verringerung der Signifikanz des Parameters vor den Industrieholzpreis bzw. zum "falschen" Vorzeichen des Koeffizienten vor dem Brennholzpreis geführt haben.

Andererseits weist das signifikant positive Vorzeichen des Koeffizienten vor dem Nadelstammholzpreis, der in dieser Gleichung wieder berücksichtigt wurde, auf eine Kuppelproduktion zwischen Stamm- und Industrieholz hin. Diese Folgerung steht, wie bereits erwähnt wurde, im Widerspruch zu den Aussagen beim

---

1) Vgl. Computeroutput inkl. Plot der TSLS-Schätzung von Struktur 4 im Anhang zu diesem Kapitel S. 198

2) Der Variationskoeffizient dieses Parameters ist immerhin wesentlich geringer als 100%, d.h. der Parameterwert überwiegt (absolut gesehen) die Höhe des Standardfehlers deutlich. Er beträgt in diesem Fall 68,3%.

Nadelstammholzangebot. Doch darf an dieser Stelle die Fragwürdigkeit der verwendeten Nadelstammholzpreisreihe in der Angebotsgleichung für Industrieholz nicht ausser acht gelassen werden.

b) Zusammenfassung

Strukturgleichung 4 zeigt von allen geschätzten Gleichungen die beste Anpassung der berechneten an die tatsächlichen Werte. Es scheint deshalb, dass diese Struktur für wirtschaftspolitische Simulationen und Prognosen am geeignetsten ist. Bei der Interpretation der Simulationen und Prognosen, die sich aus Strukturgleichung 4 ableiten lassen, dürfen aber die vermuteten Nachteile, die die Berücksichtigung des Bruttosozialproduktes in der Angebotsgleichung mit sich bringt, nicht vergessen werden.

Im 6. Kapitel werden jedoch nicht nur für Struktur 4, sondern ebenso für die Strukturen 2 und 3 ex post-Prognosen berechnet und Stabilitätstests angestellt werden. Erst danach kann die Güte dieser geschätzten Strukturgleichungen besser beurteilt werden.

c) Betrachtung der Residuen - eine Detailanalyse

In Strukturgleichung 4, welche für das Analyseintervall von 1955 - 1975 die beste Anpassung der berechneten an die empirischen Werte aller Strukturen des Industrieholzangebotes ermöglichte, können nur geringe Residuen, welche auf die im Störterm μ erfassten Zufallsschwankungen (verursacht durch viele, nicht in der Gleichung berücksichtigte, unbedeutende Regressoren) zurückzuführen sind, beobachtet werden.

Die teilweise hohen Residuen in den übrigen Strukturen lassen sich wohl zum grössten Teil durch die vermutete Fehlspezifikation der Angebotsgleichung (u.a. kein Indikator für die technische Entwicklung in der Forstwirtschaft) erklären. Mit der Berücksichtigung des Bruttosozialproduktes als Proxyvariable für den technischen Fortschritt können diese hohen Residuen jedoch weitgehend zum Verschwinden gebracht werden.

d) Die Preiselastizität des Industrieholzangebotes

Das Industrieholzangebot erweist sich, wie aus der ökonometrischen Modellanalyse deutlich hervorgeht, als wesentlich preiselastischer als das Nadelstammholzangebot. Dies kann in erster Linie darauf zurückgeführt werden, dass dem

Waldindustrieholz mit dem Brennholz ein sehr enges Alternativprodukt gegenübersteht, sodass die Industrieholznutzung zwangsläufig viel preisempfindlicher reagieren dürfte als die Stammrundholznutzung. Es muss an dieser Stelle hinzugefügt werden, dass die Substitutionsbeziehung zwischen Industrieholz und Brennholz v.a. während der ersten Hälfte des Analyseintervalls noch sehr bedeutend war. In der heutigen Praxis darf der Konkurrenzbeziehung zwischen diesen beiden Holzsortimenten allerdings nicht mehr so viel Gewicht beigemessen werden. Es ist daher möglich, dass die aufgrund des Untersuchungszeitraumes von 1955 - 1975 berechneten Preiselastizitäten des Industrieholzangebotes für den gegenwärtigen Zeitpunkt als etwas zu hoch einzustufen sind. Diese Tatsache würde auf einen Strukturbruch der Regressionskoeffizienten vor dem Industrieholzpreis bzw. vor dem Brennholzpreis hindeuten. Nach Ansicht des Bundesamtes für Forstwesen in Bern ist es jedoch wahrscheinlich, dass die Bedeutung des Brennholzes in Zukunft wieder zunehmen wird.

Die Angabe eines genauen Wertes für die direkte Preiselastizität des Industrieholzangebotes ist hingegen nur schwer möglich, schwankt doch der berechnete Elastizitätswert zwischen +0,5 und +3,0. In Strukturgleichung 4, die trotz den erwähnten Nachteilen der korrekten Angebotsbeziehung vermutlich am nächsten kommt, lässt sich eine Preiselastizität von ca. +0,8 ermitteln. Es kann deshalb die Schlussfolgerung gezogen werden, dass die wahre (unbekannte) Preiselastizität des Industrieholzangebotes diesem Wert sehr nahe kommen dürfte.

5.2.2. Die Schätzung der Industrieholznachfrage

a) Schätzung verschiedener Strukturen

Zur Bestimmung und Erklärung der Industrieholznachfrage werden im folgenden vier Strukturen vorgestellt. Als Schätzverfahren gelangen ausschliesslich OLS und TSLS zur Anwendung. Den beiden Schätzmethoden liegt dabei das Analyseintervall von 1952 - 1975 zugrunde.

Struktur 1:

$$N_{Ind} = a_0 + a_1 P_{Ind} + a_2 P_R + a_3 BSP + a_4 LB_{Ind,t-1} + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 < 0,\ a_2 > 0,\ a_3 > 0,\ a_4 < 0$$

Gegenüber der ursprünglich hergeleiteten Nachfragegleichung für Industrieholz im 3. Kapitel[1] fehlen in dieser Strukturgleichung zwei Regressoren: Der ausländische Industrieholzpreis (P^{A}_{Ind}) und der Papierpreis (P_{Pa}). Erste Schätzergebnisse der Industrieholznachfrage bestätigten nämlich die Erkenntnis, dass die schweizerischen Industrieholzverbraucher ihre Nachfrage vorerst mit Inlandkäufen decken und erst dann Importkäufe abschliessen, wenn aus den einheimischen Waldungen kein Industrieholz mehr bezogen werden kann. Die Konkurrenzbeziehung zwischen In- und Auslandholz, wie sie für den Nadelstammholzmarkt weitgehend zutrifft, ist auf dem Industrieholzmarkt nur zu einem geringen Teil oder überhaupt nicht erfüllt. In den oben erwähnten ersten Schätzergebnissen äusserte sich diese Tatsache dadurch, dass der Regressionskoeffizient vor dem österreichischen Nadelindustrieholzpreis[2] durchwegs einen sehr niedrigen t-Wert aufwies. Die Schwankungen des ausländischen Industrieholzpreises üben somit kaum einen Einfluss auf die Höhe der Nachfrage nach inländischem Industrieholz aus. Aus diesem Grunde wird dieser nicht- oder kaum signifikante Bestimmungsfaktor aus der Nachfragegleichung ausgeschlossen.

Der Papierpreis musste ebenfalls aus der Nachfragegleichung für Industrieholz eliminiert werden. Im 3. Kapitel[3] wurde erörtert, dass der Papierpreis, als Preis eines Endproduktes, als Indikator für die Entwicklung auf dem Papiermarkt angesehen werden kann. In der Regressionsanalyse zeigte es sich jedoch, dass zwischen dem Papierpreis und dem Industrieholzpreis eine hohe Multikollinearität vermutet werden muss. In den letzten 20 Jahren durchlief der Papierpreis nämlich eine ähnliche Entwicklung wie der Industrieholzpreis selbst, was sich auch im hohen einfachen Korrelationskoeffizienten von 0,886 ausdrückt. Es muss deshalb angenommen werden, dass der Papierpreis nicht unbedeutend durch den Industrieholzmarkt beeinflusst wird, was auf eine starke Endogenität des Papierpreises schliessen lässt.

---

[1] Vgl. dazu die Ausführungen im 3. Kapitel S. 84 ff.

[2] Die Verwendung des Industrieholzimportmittelpreises - berechnet aus dem in der Aussenhandelsstatistik ausgewiesenen Wert der Industrieholzimporte in Schweizer Franken dividiert durch die gesamte Importmenge - führt zu denselben Ergebnissen. Das Argument, der österreichische Industrieholzpreis sei für die schweizerischen Industrieholzimporte nicht oder nur wenig repräsentativ, kann dadurch widerlegt werden. Der Industrieholzimportmittelpreis erweist sich nämlich als genauso wenig signifikant wie der wechselkursbereinigte österreichische Nadelindustrieholzpreis.

[3] Vgl. S. 85 f.

Zu erwähnen bleibt noch, dass die Lagerbestände an Industrieholz lediglich um eine halbe Periode verzögert[1] als Regressor in der Nachfragegleichung erscheinen. Daraus kann geschlossen werden, dass beim Industrieholz die Anpassung der Nachfrage an die Lagerbestände weniger stark verzögert erfolgt als beim Nadelstammholz (kurzfristigere Planung der Industrieholzverbraucher).

Die Schätzung von Struktur 1 mit Hilfe von TSLS ergibt die folgenden Resultate:[2]

$$N_{Ind} = \underset{(129,9)}{477,2} - \underset{(2,4)}{16,6}\, P_{Ind} + \underset{(5,2)}{26,5}\, P_R + \underset{(0,0004)}{0,005}\, BSP + \underset{(0,1)}{0,1}\, LB_{Ind,t-1}$$

$$R^2 = 0,936 \qquad D.W. = 2,447$$

Mit Ausnahme des Koeffizienten vor dem um eine halbe Periode verzögerten Lagerbestand an Industrieholz erweisen sich alle Regressionskoeffizienten als signifikant von Null verschieden. Das Vorzeichen entspricht einzig beim nicht-signifikanten Parameter vor dem um eine halbe Periode "gelagten" Industrieholzlagerbestand nicht den theoretischen Erwartungen.

Wird die Variable $LB_{Ind,t-1}$ in Strukturgleichung 2 nicht mehr als Regressor berücksichtigt, so erhält man die folgenden, sich kaum von Struktur 1 unterscheidenden TSLS-Schätzresultate:[3]

$$N_{Ind} = \underset{(117,5)}{522,5} - \underset{(2,4)}{16,9}\, P_{Ind} + \underset{(5,3)}{27,0}\, P_R + \underset{(0,0004)}{0,005}\, BSP$$

$$R^2 = 0,934 \qquad D.W. = 2,442$$

---

[1] Die Höhe der Industrieholzlagerbestände in der Papier- und Zelluloseindustrie wird jeweils am 1. Januar eines jeden Jahres erfasst.

[2] Vgl. Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 1 mit Hilfe von TSLS im Anhang zu diesem Kapitel S. 200. Die OLS-Schätzergebnisse unterscheiden sich dabei kaum von den zweistufigen Schätzresultaten.

[3] Vgl. Computeroutput inkl. Plot der Schätzung von Struktur 2 mit Hilfe von TSLS im Anhang zu diesem Kapitel S. 201

Struktur 3:

$$N_{Ind} = a_0 + a_1 P_{Ind} + a_2 P_R + a_3 BEV + a_4 LB_{Ind,t-1} + \mu$$

Erwartungen bezüglich der Vorzeichen der einzelnen Parameter:

$$a_1 < 0,\ a_2 > 0,\ a_3 > 0,\ a_4 < 0$$

Anstelle des Bruttosozialproduktes wird in Strukturgleichung 3 die mittlere Wohnbevölkerung der Schweiz (BEV) als erklärende Variable der Industrieholznachfrage verwendet. Die Höhe der Bevölkerung soll dabei als Indikator für den Verbrauch von aus Industrieholz erzeugten Produkten wie Papier oder Span- und Faserplatten gelten.

Im folgenden werden die Schätzresultate von Struktur 3 mit Hilfe von TSLS kurz zusammengefasst:[1)]

$$N_{Ind} = \underset{(123,3)}{-1169,0} - \underset{(1,8)}{4,4}\ P_{Ind} + \underset{(4,8)}{13,2}\ P_R + \underset{(0,02)}{0,3}\ BEV - \underset{(0,1)}{0,08}\ LB_{Ind,t-1}$$

$$R^2 = 0,943 \qquad D.W. = 2,437$$

Auch bei der empirischen Schätzung von Strukturgleichung 3 sind mit Ausnahme des Koeffizienten vor dem um eine halbe Periode verzögerten Lagerbestand an Industrieholz sämtliche Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden. Die Vorzeichen dieser Regressionskoeffizienten entsprechen zudem allesamt den theoretischen Erwartungen, wobei allerdings die statistische Signifikanz des Parameters vor dem Industrieholzlagerbestand infolge seines geringen t-Wertes von -0,725 nicht gesichert ist.

Gegenüber OLS weisen die TSLS-Schätzergebnisse eine verbesserte Signifikanz aller Regressionskoeffizienten aus. Der Parameter vor dem Industrieholzpreis wird bei der zweistufigen Schätzung bei einem Signifikanzniveau von 95% sogar signifikant von Null verschieden (Ausschaltung des Simultaneitätsbias).

Wenig erfreulich ist jedoch die Tatsache, dass bei Berücksichtigung der Bevölkerungszahl anstelle des Bruttosozialproduktes als Regressor in der Nachfrage-

---

1) Vgl. Computeroutput der Schätzung von Struktur 3 mit Hilfe von TSLS im Anhang zu diesem Kapitel S. 202

gleichung die Preiselastizitäten der Industrieholznachfrage (direkte Preiselastizität und Elastizität in bezug auf den Restholzpreis) wesentlich kleiner werden (die direkte Preiselastizität fällt in Struktur 3 gegenüber Struktur 1 von -1,444 auf -0,383.) Weitere Bedenken bezüglich der Schätzung von Strukturgleichung 3 erweckt das hohe negative konstante Glied der Industrieholznachfrage, das sich kaum mehr sinnvoll interpretieren lässt. Dieses scheint darauf hinzudeuten, dass die mittlere Wohnbevölkerung der Schweiz als Skalenvariable weit weniger gut geeignet ist als das Bruttosozialprodukt.

Werden in Struktur 4 die um eine halbe Periode verzögerten Lagerbestände an Industrieholz als Regressor aus der Nachfragegleichung ausgeschlossen, so erhält man, wie in Struktur 2 gegenüber Struktur 1, kaum veränderte TSLS-Schätzresultate, die im Anhang zu diesem Kapitel auf Seite 203 ausgewiesen werden.

b) Zusammenfassung

Es ist a priori nicht festzustellen, welche der diskutierten Strukturgleichungen bessere Prognosen und wirtschaftspolitische Simulationen ermöglichen wird. Deshalb erscheint es zweckmässig, alle vier Strukturen der Prüfung durch die ex post-Prognosen und durch Stabilitätstests bezüglich ihrer Regressionskoeffizienten zu unterwerfen.

Es darf jedoch an dieser Stelle trotzdem die Vermutung geäussert werden, dass sich die Strukturen 1 und 2 eher für wirtschaftspolitische Simulationen und Prognosen eignen, weil in ihnen die in Strukturgleichung 3 besprochenen Schwierigkeiten nicht auftreten (in den Strukturen 1 bzw. 2 wird kein signifikant negatives konstantes Glied geschätzt).

c) Betrachtung der Residuen - eine Detailanalyse

Bei der Betrachtung der Residuen, d.h. bei der Analyse der Abweichungen der berechneten von den tatsächlichen Werten der Industrieholznachfrage, fallen keine besonders hohen Abweichungen auf. Die Residuen bewegen sich durchaus im "normalen" Rahmen, d.h. sie entsprechen etwa den im Störglied μ erfassten Zufallsschwankungen.

In den beiden Strukturen 1 und 2 ist einzig das hohe negative Residuum (Abweichung des berechneten vom tatsächlichen Wert um ca. 20%) im Jahre 1973 bemerkenswert. Es scheint, dass die in der Nachfragegleichung verwendeten Regres-

soren die Tendenzwende der Schweizer Wirtschaft im Jahre 1973 nicht gut genug erklären können. Erstaunlicherweise schmilzt dieses hohe Residuum jedoch bei der Verwendung der Bevölkerungszahl anstelle des Bruttosozialproduktes als Regressor stark (die Abweichung beträgt nur noch ca. 6%). Diese Tatsache lässt sich ökonomisch dadurch erklären, dass eine Stabilisierung der mittleren Wohnbevölkerung der Schweiz bereits ab 1973 einsetzte, während sich das inländische Bruttosozialprodukt erst ab 1974 zu stabilisieren begann.

d) Die Preiselastizitäten der Industrieholznachfrage

Wie bereits bei der Diskussion der einzelnen geschätzten Strukturgleichungen beobachtet werden konnte, ist es ausserordentlich schwierig, aufgrund der empirischen Analyse genaue Preiselastizitäten festzulegen. Die direkte Preiselastizität der Industrieholznachfrage schwankt etwa zwischen -0,4 und -1,4, je nach der strukturellen Form der Industrieholznachfragegleichung. Es darf allerdings erwartet werden, dass die direkte Preiselastizität eher gegen den Wert -1,4 tendiert, weil in den Strukturgleichungen 1 und 2 (in denen eine Elastizität von ca. -1,4 berechnet wurde) vorteilhaftere Schätzergebnisse ausgewiesen werden konnten als in den Strukturen 3 und 4. Die Elastizität in bezug auf den Restholzpreis dürfte gemäss den empirischen Untersuchungen im etwas kleineren Intervall von +0,5 bis +1,0 liegen.

In jedem Fall geht aus der empirischen Analyse deutlich die enge Konkurrenzbeziehung zwischen dem üblichen Waldindustrieholz und dem als Abfallholz aus den Sägereien und den Furnierwerken definierten Restholz hervor.

Die für diese Gleichungen geschätzten Elastizitäten können jedoch nicht direkt für die Industrieholznachfrage der Papier- und Zelluloseindustrie sowie für die Nachfrage der Span- und Faserplattenindustrie übernommen werden,[1] weil sich die vorliegende ökonometrische Untersuchung der Industrieholznachfrage lediglich auf die über alle industrieholzverarbeitenden Betriebe aggregierte Nachfrage bezieht. Es handelt sich hierbei ausschliesslich um Durchschnittswerte über die beiden grundsätzlich verschiedenen industrieholzverarbeitenden Wirtschaftssektoren.

---

[1] Diesbezüglich könnte nur eine spezielle empirische Untersuchung über die jeweiligen Märkte neue Aufschlüsse ermöglichen. Vgl. dazu die Ausführungen im 3. Kapitel S. 90 ff.

5.2.3. Die Schätzung der Industrieholzimporte

Bei der empirischen Analyse hat sich herausgestellt, dass eine Erklärung der Industrieholzimporte mit Hilfe einer Regressionsgleichung kaum möglich ist. Es ist äusserst schwierig, geeignete und signifikante Einflussfaktoren für die Bestimmung der Industrieholzimporte zu finden.

Die wenigen, dafür umso grösseren Industrieholzverbraucher, deren Interessen zum grössten Teil noch von der HESPA in Luzern oder von der EIKA vertreten werden,[1] verhalten sich bei der Planung ihrer Industrieholzbezüge kurzfristig gesehen kaum rational, d.h. sie planen bei ihren jährlichen Industrieholzbezügen nicht kostenminimierend. Die kurz- und mittelfristige Gewinnmaximierung ist für sie nicht oberstes Gebot.[2] Sie beziehen ihr Holz aus den einheimischen Wäldern und schliessen erst Importverträge ab, wenn keine zusätzliche Inlandnutzung an Industrieholz mehr erwartet werden kann. Dadurch wird die im 3. Kapitel in der Importnachfragegleichung für Industrieholz unterstellte Hypothese einer bestehenden Konkurrenzbeziehung zwischen In- und Auslandholz, wie sie teilweise beim Nadelstammholz beobachtet werden konnte, falsifiziert. Die Höhe des inländischen Nadelindustrieholzpreises relativ zum ausländischen Industrieholzpreis ist somit kein entscheidender Bestimmungsfaktor für die Industrieholzimporte. Nebenbei muss an dieser Stelle hinzugefügt werden, dass jedoch die Entwicklung der inländischen Industrieholzpreise nicht unabhängig von der Entwicklung der ausländischen Industrieholzpreise ist.

---

1) Im zweiten Kapitel wurde erwähnt, dass die wenigen Papier- und Zellulosefabriken in den beiden Holzeinkaufsgenossenschaften HESPA oder EIKA zusammengeschlossen sind. Vgl. dazu die Ausführungen S. 51 f.

2) Die Verhaltensweise der Industrieholzverbraucher basiert auf einer eher langfristigen Gewinnmaximierung. Die Berücksichtigung der einheimischen Industrieholzlieferanten von Seiten der inländischen Verbraucher - selbst wenn günstigere Importmöglichkeiten ausgenützt werden könnten - fördert und unterstützt die schweizerische Waldwirtschaft. Dies kann sich in Kriegszeiten oder in Zeiten, in denen die Importmöglichkeiten erschöpft sind, wieder positiv für die Holzwirtschaft auswirken. Die Industrieholzverbraucher zeigen in ihrer Verhaltensweise somit eine gewisse Risikoaversion, fürchten sie doch, in Notzeiten einen Zusammenbruch ihrer kontinuierlichen Produktionstätigkeit infolge Mangel an Rohholz in Kauf nehmen zu müssen, wenn sie ihren Industrieholzbedarf in den "normalen" Jahren vermehrt durch Importe decken würden. Diese langfristig rationale Verhaltensweise kann ev. weiter bestimmt werden durch die öffentliche Meinung oder durch politische Tendenzen. Sie lässt sich aber praktisch unmöglich in einer mathematischen Gleichung erfassen.

Bedingt durch die starken Mengenschwankungen der Industrieholzimporte in den einzelnen Jahren konnten die schweizerischen Industrieholzverbraucher mit dem Ausland auch keine festen Geschäftsverbindungen anknüpfen. Dies führte dazu, dass das Industrieholz fast jedes Jahr wieder aus einem anderen Land (Skandinavien, Kanada, Bundesrepublik Deutschland, Oesterreich, Frankreich und teilweise auch die Oststaaten gelten als potentielle Lieferländer von Industrieholz) importiert werden musste.

Obwohl die Höhe der Industrieholzimporte erst an Bedeutung gewinnt, wenn die inländische Holznutzung nicht ausreichend ausgefallen ist, bleibt selbst die Berücksichtigung des laufenden inländischen Industrieholzangebotes als Regressor der Industrieholzimporte nicht unbestritten. Denn es war in den letzten zwanzig Jahren mehrmals der Fall, dass bereits Verträge für hohe Lieferungen von Industrieholz im Ausland abgeschlossen wurden, als plötzlich auch eine grössere Industrieholzmenge als angekündigt aus den schweizerischen Wäldern auf dem Markt erschien und von den Industrieholzverbrauchern übernommen werden musste. Diese hohen Bezüge in einem einzigen Jahre führten zu einer starken Erhöhung des Lagerbestandes an Industrieholz und im folgenden Jahre schliesslich zu einem Absinken der Importe. In einem solchen Falle kann eher eine verzögerte Anpassung der Importe an die Industrieholznutzung festgestellt werden. Es kann jedoch auch keine Regelmässigkeit bezüglich einer verzögerten Anpassung der Industrieholzimporte an die Industrieholznutzung vorausgesetzt werden.

Im Anhang zu diesem Kapitel werden zwei mit Hilfe von OLS geschätzte Strukturgleichungen der Industrieholzimporte vorgestellt.[1)] Daraus lässt sich die soeben diskutierte Problematik teilweise herauslesen:

[1)] Vgl. S. 204f. In der ersten Struktur werden die Industrieholzimporte von den in- und ausländischen Industrieholzpreisen, vom Restholzpreis, vom Industrieholzlagerbestand der Vorperiode sowie vom um eine Periode verzögerten Industrieholzangebot abhängig gemacht. In der zweiten Struktur wird die verzögerte Industrieholznutzung durch die laufende Industrieholznutzung (endogener Regressor) ersetzt. Die Vorstellung der Schätzung mit Hilfe von TSLS bringt für diese beiden Gleichungen keine neuen Erkenntnisse (die Parameterschätzungen unterscheiden sich kaum voneinander), sodass auf deren Präsentation verzichtet werden kann.

- Die Vorzeichen der Koeffizienten vor den in- und ausländischen Industrieholzpreisen widersprechen den theoretischen Erwartungen.
- Zum Teil sehr hohe Abweichungen zwischen den berechneten und tatsächlichen Werten (vgl. Plots).
- Die Schwierigkeit bzw. Unmöglichkeit, aufgrund einer rückwärts orientierten empirischen Analyse festzustellen, ob die Industrieholzimporte in Zukunft eher von der laufenden oder von der verzögerten Industrieholznutzung determiniert werden.

Variablenabkürzungen im Text (in alphabetischer Reihenfolge)

A_{Ind}	Industrieholzangebot
A_{Sth}	Nadelstammholzangebot
BEV	Mittlere Wohnbevölkerung der Schweiz
BSP	Bruttosozialprodukt
BSP_I	Italienisches Bruttosozialprodukt
EX_{Sth}	Nadelstammholzexporte
EX'Fö'Ma	Exportförderungsmassnahmen (Dummyvariable)
GHP	Grosshandelspreisindex
IM_{Sth}	Nadelstammholzimporte
$IM_{Sth,t-1}$	Nadelstammholzimporte der Vorperiode
L	Waldarbeiterlöhne
L_{tr}	Trendbereinigte Waldarbeiterlöhne (Bereinigung vom Einfluss eines linearen Trends)
L_{trb}	Trendbereinigte Waldarbeiterlöhne (Bereinigung vom Einfluss des Bruttosozialproduktes)
$LB_{Ind,t-1}$	Industrieholzlagerbestände der Vorperiode
$LB_{Sth,t-1}$	Nadelstammholzlagerbestände der Vorperiode
$LB_{Sth,t-2}$	Nadelstammholzlagerbestände verzögert um zwei Perioden
N_{Ind}	Industrieholznachfrage
N_{Sth}	Nadelstammholznachfrage
P_{Br}	Laubbrennholzpreis
P_{Ind}	Nadelindustrieholzpreis
P^A_{Ind}	Oesterreichischer Nadelindustrieholzpreis
P_{NSI}	Nadelschnittholzimportpreis
P_{Pa}	Papierpreis

P_R	Restholzpreis
P_{Ru}	Rundeisenpreis
P_{Sth}	Nadelstammholzpreis
P_{Sth}^{BRD}	Deutscher Nadelstammholzpreis
P_{Sth}^{I}	Italienischer Nadelstammholzpreis
P_Z	Zementpreis
Q	Nadelstammholzexporte der Vorperiode ab 1969
SCHN	Schadholznutzung (Dummyvariable)
SCHN 67	Schadholznutzung (Dummyvariable 1967 = 1 und in allen übrigen Jahren des Analyseintervalls 0)
SEM	"Seelenmassage" der Kantone und der Verbände (Dummyvariable)
TK	Rüst- und Transportkosten
TK_{dig}	Trendbereinigte Rüst- und Transportkosten (Abweichung der Rüst- und Transportkosten vom Grosshandelspreisindex)
TK_{tr}	Trendbereinigte Rüst- und Transportkosten (Bereinigung vom Einfluss eines linearen Trends)
TK_{trb}	Trendbereinigte Rüst- und Transportkosten (Bereinigung vom Einfluss des Bruttosozialproduktes)
WAB	Wachstumsrate des Bauvolumens

Variablenabkürzungen im Computeroutput (in alphabetischer Reihenfolge)

AIND	Industrieholzangebot
AINDT1	Industrieholzangebot der Vorperiode
ASTH	Nadelstammholznagebot
BEV	Mittlere Wohnbevölkerung der Schweiz
BSP	Bruttosozialprodukt
BSPI	Italienisches Bruttosozialprodukt
EXSTH	Nadelstammholzexporte
EXFOEMA	Exportförderungsmassnahmen (Dummyvariable)
GHP	Grosshandelspreisindex
IMIND	Industrieholzimporte
IMSTH	Nadelstammholzimporte
IMSTHT1	Nadelstammholzimporte der Vorperiode
L	Waldarbeiterlöhne
LTR	Trendbereinigte Waldarbeiterlöhne (Bereinigung vom Einfluss eines linearen Trends)
LTRB	Trendbereinigte Waldarbeiterlöhne (Bereinigung vom Einfluss des Bruttosozialproduktes)
LBIND	Industrieholzlagerbestände
LBINDT1	Industrieholzlagerbestände der Vorperiode
LBSTHT1	Nadelstammholzlagerbestände der Vorperiode
LBSTHT2	Nadelstammholzlagerbestände verzögert um zwei Perioden
NIND	Industrieholznachfrage
NSTH	Nadelstammholznachfrage
PBR	Laubbrennholzpreis
PIND	Nadelindustrieholzpreis
PINDA	Oesterreichischer Nadelindustrieholzpreis

PNSI	Nadelschnittholzimportpreis
PPA	Papierpreis
PR	Restholzpreis
PRU	Rundeisenpreis
PSTH	Nadelstammholzpreis
PSTHD	Deutscher Nadelstammholzpreis
PSTHI	Italienischer Nadelstammholzpreis
PZ	Zementpreis
Q	Nadelstammholzexporte der Vorperiode ab 1969
SCHN	Schadholznutzung (Dummyvariable 1962 = 1, 1967 = 1 und in allen übrigen Jahren des Analyseintervalls 0)
SCHN25	Schadholznutzung (Dummyvariable 1962 = 1, 1967 = 1.25 und in allen übrigen Jahren des Analyseintervalls 0)
SCHN67	Schadholznutzung (Dummyvariable 1967 = 1 und in allen übrigen Jahren des Analyseintervalls 0)
SCHNI1	Schadholznutzung (Dummyvariable 1962 = 1, 1967 = 2.5, 1968 = 2 und in allen übrigen Jahren des Analyseintervalls 0)
SCHNI2	Schadholznutzung (Dummyvariable 1962 = 1, 1967 = 2.5, 1968 = 1 und in allen übrigen Jahren des Analyseintervalls 0)
SEM	"Seelenmassage" der Kantone und der Verbände (Dummyvariable)
TK	Rüst- und Transportkosten
TKDIG	Trendbereinigte Rüst- und Transportkosten (Abweichung der Rüst- und Transportkosten vom Grosshandelspreisindex)
TKTR	Trendbereinigte Rüst- und Transportkosten (Bereinigung vom Einfluss eines linearen Trends)
TKTRB	Trendbereinigte Rüst- und Transportkosten (Bereinigung vom Einfluss des Bruttosozialproduktes)
WAB	Wachstumsrate des Bauvolumens

STRUKTUR NR. 1 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

NADELSTAMMHOLZANGEBOT
ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS

PRIMAERGLEICHUNG: 15 = 16 73 79 75 64

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
15-ASTH					1894.00	
KONSTANTE	905.445	376.280	2.40630	JA	1.00000	
16-PSTH	-.341082	4.00185	-8.523E-02	NEIN	115.199	
73-PSTHI	5.79731	3.18989	1.81740	NEIN	75.8316	+ 0,332
79-PIND	9.91665	11.6020	.854739	NEIN	53.0000	
75-TKTR	-40.2097	25.0119	-1.60763	NEIN	-.449092	
64-SCHN	535.041	137.279	3.89747	JA	8.333E-02	

VARIANZANALYSE: FG Q.SUMME

REGRESSAND	24	1.575E+06
REGRESSOREN	5	1.057E+06
RESIDUEN	18	517148

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	169.501
BEST.KOEFFIZIENT	.671567
F-WERT	7.36115
DW-STATISTIK	.960348

EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PSTH	1.000					
73-PSTHI	0.804	1.000				
79-PIND	0.764	0.815	1.000			
75-TKTR	0.274	0.514	0.682	1.000		
64-SCHN	0.111	-0.078	-0.159	-0.222	1.000	
15-ASTH	0.566	0.489	0.345	-0.036	0.569	1.000

STRUKTUR NR. 1 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT:

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE------>	RESIDUEN
52.01	1800.0	1674.6		125.43
53.01	1706.0	1688.2		17.795
54.01	1647.0	1676.3		-29.334
55.01	1922.0	1718.2		203.81
56.01	1882.0	1630.9		251.08
57.01	1661.0	1723.3		-62.338
58.01	1569.0	1808.7		-239.69
59.01	1501.0	1803.0		-302.02
60.01	1715.0	1854.5		-139.54
61.01	1808.0	1819.9		-11.851
62.01	2376.0	2377.5		-1.5210
63.01	1767.0	1827.0		-59.997
64.01	1826.0	1837.1		-11.057
65.01	1631.0	1810.1		-179.08
66.01	1778.0	1822.4		-44.389
67.01	2378.0	2376.5		1.5210
68.01	1749.0	1773.2		-24.187
69.01	1862.0	1881.8		-19.809
70.01	2158.0	1946.2		211.76
71.01	2120.0	2020.7		99.311
72.01	2185.0	1951.0		234.03
73.01	2124.0	1997.3		126.65
74.01	2408.0	2325.6		82.423
75.01	1883.0	2112.0		-229.00

RESIDUEN -3 -2 -1 0 1 2 3

STRUKTUR NR. 4 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 21 UHR 52

ITERATIONSVERFAHREN (COCHRANE-ORCUTT)
ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: GLS

PRIMAERGLEICHUNG: 15 = 16 73 79 75 64
AUTOKORRELATION: 1.ORDNUNG, CORC
STARTWERT RHO(0) = -0.90000
KONVERGENZKRITERIUM: DRHO < 1000- 3
ANZAHL ITERATIONEN: 8

LETZTE 8 SCHRITTE:

RHO:	-0.900000	0.397721	0.499113	0.535183	0.547830	0.552260
Q(RHO):	1359302	339420.7	325503.9	323661.0	323431.0	323402.6

RHO:	0.553812	0.554357
Q(RHO):	323399.1	323398.7

RHO = 0.554357
Q*IN = 323398.7
VAR(RHO) = 2.8862E-02
KONVERGENZKRIT. FUER RHO ERFUELLT.

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
15-ASTH					1898.09	
KONSTANTE	612.136	335.845	1.82268	NEIN	1.00000	
16-PSTH	9.40634	3.83984	2.44967	JA	116.772	+ 0.579
73-PSTHI	2.58184	2.09280	1.23368	NEIN	76.1925	+ 0,193
79-PIND	-2.20151	9.12590	-.241238	NEIN	53.1304	
75-TKTR	-45.3994	20.6810	-2.19523	JA	-.567296	
64-SCHN	464.517	83.6305	5.55440	JA	8.696E-02	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	23	1.519E+06	1.565E+06
REGRESSOREN	5	1.196E+06	(1.242E+06)
RESIDUEN	17	323399	323399

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	137.926	137.926
BEST.KOEFFIZIENT	.787141	(.793405)
F-WERT	12.5730	
DW-STATISTIK	1.66853	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

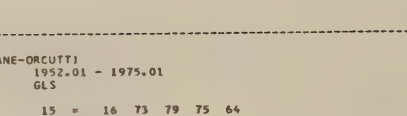
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PSTH	1.000					
73-PSTHI	0.574	1.000				
79-PIND	0.773	0.592	1.000			
75-TKTR	0.387	0.470	0.663	1.000		
64-SCHN	0.263	-0.034	-0.026	-0.169	1.000	
15-ASTH	0.539	0.220	0.173	-0.189	0.769	1.000

STRUKTUR NR. 4 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 21 UHR 52

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	RESIDUEN
53.01	1706.0	1763.5	-57.548
54.01	1647.0	1660.0	-13.026
55.01	1922.0	1755.0	167.03
56.01	1882.0	1721.8	160.24
57.01	1661.0	1846.0	-184.96
58.01	1569.0	1708.9	-139.90
59.01	1501.0	1626.7	-125.70
60.01	1715.0	1683.2	31.753
61.01	1808.0	1832.1	-24.064
62.01	2376.0	2426.0	-49.970
63.01	1767.0	1832.2	-65.216
64.01	1826.0	1810.1	15.864
65.01	1631.0	1822.7	-191.69
66.01	1778.0	1752.0	26.022
67.01	2378.0	2278.2	99.804
68.01	1749.0	1593.9	155.11
69.01	1862.0	1924.0	-62.037
70.01	2158.0	2031.6	126.44
71.01	2120.0	2092.6	27.381
72.01	2185.0	1962.6	222.36
73.01	2124.0	2106.3	17.668
74.01	2408.0	2339.4	68.592
75.01	1883.0	2087.2	-204.16



STRUKTUR NR. 7 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

SCHAETZUNG DER STRUKTURGLEICHUNG
ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 15 = 90 73 91 75 64
EXT. INSTR.VARIABLE: 90 91

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
15-ASTH					1894.00
KONSTANTE	1156.97	349.174	3.31344	JA	1.00000
16-PST-I01	1.38042	3.66403	.376749	NEIN	115.199
73-PSTHI	6.44605	2.88766	2.23227	JA	75.8316
79-PIN-I01	.643266	11.3691	5.658E-02	NEIN	53.0000
75-TKTR	-26.7686	21.7747	-1.22935	NEIN	-.449092
64-SCHN	516.934	116.995	4.41842	JA	8.333E-02

Elastizitäten

+ 0,258

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.575E+06	1.575E+06
REGRESSOREN	5	1.035E+06	(1.039E+06)
RESIDUEN	18	540036	535725

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	173.211	172.518
BEST.KOEFFIZIENT	.657031	(.659770)
F-WERT	6.95209	
DW-STATISTIK	.906309	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

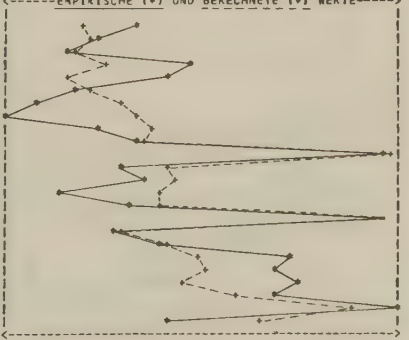
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-I01	1.000					
73-PSTHI	0.813	1.000				
79-PIN-I01	0.803	0.842	1.000			
75-TKTR	0.279	0.514	0.659	1.000		
64-SCHN	0.038	-0.078	-0.166	-0.222	1.000	
15-ASTH	0.524	0.489	0.319	-0.036	0.569	1.000

STRUKTUR NR. 7 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE------>	RESIDUEN
52.01	1800.0	1672.8		127.22
53.01	1706.0	1690.1		15.898
54.01	1647.0	1668.9		-21.939
55.01	1922.0	1723.8		198.24
56.01	1882.0	1640.6		241.35
57.01	1661.0	1693.7		-32.734
58.01	1569.0	1767.9		-198.91
59.01	1501.0	1801.3		-300.27
60.01	1715.0	1838.2		-123.17
61.01	1808.0	1819.1		-11.051
62.01	2376.0	2392.9		-16.884
63.01	1767.0	1874.5		-107.54
64.01	1826.0	1887.7		-61.678
65.01	1631.0	1848.1		-217.11
66.01	1778.0	1853.3		-75.301
67.01	2378.0	2374.5		3.5263
68.01	1749.0	1773.3		-24.251
69.01	1862.0	1872.1		-10.052
70.01	2158.0	1947.2		210.78
71.01	2120.0	1959.6		160.42
72.01	2185.0	1911.1		273.89
73.01	2124.0	2042.9		81.061
74.01	2408.0	2308.8		99.230
75.01	1883.0	2093.7		-210.72



STRUKTUR NR. 2 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS

PRIMAERGLEICHUNG: 15 = 16 73 79 77 78

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
15-ASTH					1894.00	
KONSTANTE	1200.50	224.983	5.33597	JA	1.00000	
16-PSTH	5.39452	2.55029	2.11526	JA	115.199	+ 0,328
73-PSTHI	2.35004	2.38761	.984264	NEIN	75.8316	
79-PIND	-2.80639	6.44992	-.435106	NEIN	53.0000	
77-TKTRB	-68.0049	15.7170	-4.32683	JA	3.351E-02	
78-SCHN25	478.530	90.0190	5.31612	JA	9.375E-02	

VARIANZANALYSE:

	FG	Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.575E+06
REGRESSOREN	5	1.284E+06
RESIDUEN	18	290915

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	127.130
BEST.KOEFFIZIENT	.815245
F-WERT	15.8852
DW-STATISTIK	1.45916

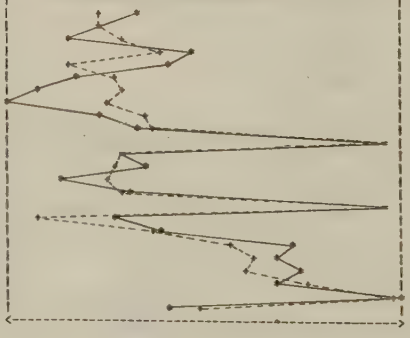
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PSTH	1.000					
73-PSTHI	0.804	1.000				
79-PIND	0.764	0.815	1.000			
77-TKTRB	0.005	-0.150	-0.091	1.000		
78-SCHN25	0.099	-0.076	-0.158	0.129	1.000	
15-ASTH	0.566	0.489	0.345	-0.400	0.565	1.000

STRUKTUR NR. 2 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT:

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	RESIDUEN
52.01	1800.0	1712.3	87.661
53.01	1706.0	1722.1	-16.053
54.01	1647.0	1758.9	-111.94
55.01	1922.0	1853.4	68.635
56.01	1882.0	1640.6	241.44
57.01	1661.0	1755.5	-94.472
58.01	1569.0	1761.3	-192.26
59.01	1501.0	1731.9	-230.87
60.01	1715.0	1816.3	-101.34
61.01	1808.0	1847.1	-39.088
62.01	2376.0	2373.8	2.1571
63.01	1767.0	1759.7	7.3435
64.01	1826.0	1755.9	70.140
65.01	1631.0	1734.3	-103.27
66.01	1778.0	1761.9	16.119
67.01	2378.0	2379.7	-1.7257
68.01	1749.0	1570.2	178.81
69.01	1862.0	1847.4	14.590
70.01	2158.0	2021.8	136.18
71.01	2120.0	2067.1	52.903
72.01	2185.0	2054.5	130.48
73.01	2124.0	2202.5	-78.546
74.01	2408.0	2386.8	21.177
75.01	1883.0	1941.1	-58.068



STRUKTUR NR. 8 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 15 = 90 73 91 77 78
EXT. INSTR.VARIABLE: 90 91

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
15-ASTH					1894.00	
KONSTANTE	1320.65	213.457	6.18694	JA	1.00000	
16-PST-I01	6.42836	2.32468	2.76527	JA	115.199	+ 0,334
73-PSTHI	3.25848	2.19904	1.48177	NEIN	75.8316	+ 0,130
79-PIN-I01	-8.63010	6.50212	-1.32727	NEIN	53.0000	- 0,244
77-TKTRB	-68.8027	14.0149	-4.90927	JA	3.351E-02	
78-SCHN25	484.460	77.9469	6.21526	JA	9.375E-02	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.575E+06	1.575E+06
REGRESSOREN	5	1.307E+06	(1.268E+06)
RESIDUEN	18	267470	306231

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	121.899	130.433
BEST.KOEFFIZIENT	.830134	(.805517)
F-WERT	15.3663	
DW-STATISTIK	1.52368	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

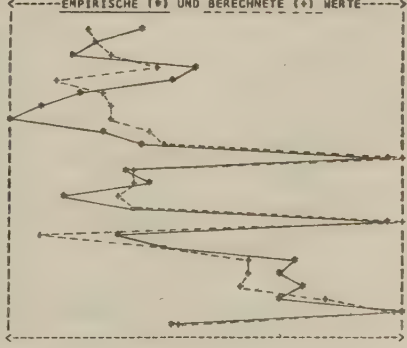
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-I01	1.000					
73-PSTHI	0.813	1.000				
79-PIN-I01	0.803	0.842	1.000			
77-TKTRB	0.005	-0.150	-0.094	1.000		
78-SCHN25	0.023	-0.076	-0.169	0.129	1.000	
15-ASTH	0.524	0.489	0.319	-0.400	0.565	1.000

STRUKTUR NR. 8 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE------>	RESIDUEN
52.01	1800.0	1685.1		114.87
53.01	1706.0	1700.5		5.4905
54.01	1647.0	1736.2		-89.213
55.01	1922.0	1846.9		75.135
56.01	1882.0	1610.2		271.81
57.01	1661.0	1722.9		-61.913
58.01	1569.0	1733.6		-164.64
59.01	1501.0	1733.3		-232.35
60.01	1715.0	1820.9		-105.91
61.01	1808.0	1857.7		-49.678
62.01	2376.0	2410.7		-34.719
63.01	1767.0	1789.0		-22.008
64.01	1826.0	1787.0		38.967
65.01	1631.0	1756.9		-125.89
66.01	1778.0	1784.0		-5.9857
67.01	2378.0	2405.2		-27.181
68.01	1749.0	1568.8		180.22
69.01	1862.0	1864.3		-2.2794
70.01	2158.0	2048.4		109.58
71.01	2120.0	2046.9		73.136
72.01	2185.0	2032.3		152.70
73.01	2124.0	2239.5		-115.51
74.01	2408.0	2385.2		22.793
75.01	1883.0	1890.4		-7.4267



STRUKTUR NR. 9 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 15 = 90 73 91 19 78 4
EXT. INSTR.VARIABLE: 90 91

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
15-ASTH					1894.00
KONSTANTE	2178.18	244.908	8.89388	JA	1.00000
16-PST-I01	5.02679	2.33139	2.15613	JA	115.199
73-PSTHI	.996131	2.47493	.402489	NEIN	75.8316
79-PIN-I01	-7.07192	6.13711	-1.15232	NEIN	53.0000
19-TK	-61.4978	13.8124	-4.45237	JA	26.0125
78-SCHN25	483.842	72.6763	6.65750	JA	9.375E-02
4-BSP	1.505E-02	2.798E-03	5.37989	JA	65789.6

Elastizitäten

+ 0,306
- 0,138
- 0,845

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.575E+06	1.575E+06
REGRESSOREN	6	1.337E+06	(1.308E+06)
RESIDUEN	17	237924	266210

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	118.303	125.138
BEST.KOEFFIZIENT	.848898	(.830934)
F-WERT	14.2265	
DW-STATISTIK	1.72410	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

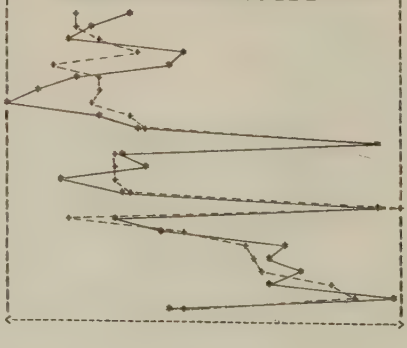
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-I01	1.000						
73-PSTHI	0.813	1.000					
79-PIN-I01	0.803	0.842	1.000				
19-TK	0.803	0.849	0.714	1.000			
78-SCHN25	0.023	-0.076	-0.169	-0.009	1.000		
4-BSP	0.777	0.856	0.712	0.978	-0.035	1.000	
15-ASTH	0.524	0.489	0.319	0.531	0.565	0.598	1.000

STRUKTUR NR. 9 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	RESIDUEN
52.01	1800.0	1660.4	139.58
53.01	1706.0	1673.4	32.554
54.01	1647.0	1721.3	-74.338
55.01	1922.0	1810.7	111.34
56.01	1882.0	1609.1	272.92
57.01	1661.0	1718.9	-57.896
58.01	1569.0	1716.2	-147.22
59.01	1501.0	1709.0	-208.04
60.01	1715.0	1793.4	-78.419
61.01	1808.0	1837.3	-29.267
62.01	2376.0	2366.6	9.4361
63.01	1767.0	1759.1	7.8978
64.01	1826.0	1763.1	62.933
65.01	1631.0	1759.2	-128.21
66.01	1778.0	1795.1	-17.084
67.01	2378.0	2428.4	-50.420
68.01	1749.0	1651.3	97.743
69.01	1862.0	1915.1	-53.108
70.01	2158.0	2072.6	85.421
71.01	2120.0	2088.5	31.513
72.01	2185.0	2102.8	82.197
73.01	2124.0	2263.4	-139.42
74.01	2408.0	2326.2	81.755
75.01	1883.0	1914.9	-31.865



STRUKTUR NR. 10 REGAN (VERSION 41), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 15 = 90 91 19 78 4
EXT. INSTR.VARIABLE: 90 91

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
15-ASTH					1894.00	
KONSTANTE	2154.73	236.386	9.11532	JA	1.00000	
16-PST-I01	5.14694	2.29768	2.24006	JA	115.199	+ 0,343
79-PIN-I01	-5.81375	5.24815	-1.10777	NEIN	53.0000	- 0,463
19-TK	-61.4241	13.7245	-4.47552	JA	26.0125	- 0,844
78-SCHN25	484.478	72.2028	6.70996	JA	9.375E-02	
4-BSP	1.530E-02	2.711E-03	5.64543	JA	65789.6	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.575E+06	1.575E+06
REGRESSOREN	5	1.335E+06	(1.312E+06)
RESIDUEN	18	239721	262878

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	115.403	120.848
BEST.KOEFFIZIENT	.847757	(.833050)
F-WERT	18.2805	
DW-STATISTIK	1.75749	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-I01	1.000					
79-PIN-I01	0.803	1.000				
19-TK	0.803	0.714	1.000			
78-SCHN25	0.023	-0.169	-0.009	1.000		
4-BSP	0.777	0.712	0.978	-0.035	1.000	
15-ASTH	0.524	0.319	0.531	0.565	0.598	1.000

STRUKTUR NR. 10 REGAN (VERSION 41), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE------>	RESIDUEN	-3 -2 -1 0 1 2 3
52.01	1800.0	1649.1		150.91	. >
53.01	1706.0	1664.1		41.918	.>
54.01	1647.0	1722.5		-75.524	< .
55.01	1922.0	1812.3		109.65	. >
56.01	1882.0	1620.9		261.12	>
57.01	1661.0	1733.1		-72.142	< .
58.01	1569.0	1722.2		-153.23	< .
59.01	1501.0	1703.0		-201.99	< .
60.01	1715.0	1789.3		-74.317	< .
61.01	1808.0	1840.4		-32.443	<.
62.01	2376.0	2365.2		10.769	X
63.01	1767.0	1749.8		17.219	.>
64.01	1826.0	1752.2		73.796	. >
65.01	1631.0	1756.1		-125.15	< .
66.01	1778.0	1794.7		-16.734	<.
67.01	2378.0	2431.0		-52.963	< .
68.01	1749.0	1651.8		97.152	. >
69.01	1862.0	1917.5		-55.515	< .
70.01	2158.0	2076.0		82.034	. >
71.01	2120.0	2104.3		15.740	.>
72.01	2185.0	2121.1		63.887	. >
73.01	2124.0	2253.6		-129.61	< .
74.01	2408.0	2307.3		100.73	. >
75.01	1883.0	1918.3		-35.329	<.
			<---------->		-3 -2 -1 0 1 2 3

STRUKTUR NR. 3 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS

PRIMAERGLEICHUNG: 15 = 16 79 45 64 4

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
15-ASTH					1894.00	
KONSTANTE	1440.70	231.451	6.22463	JA	1.00000	
16-PSTH	2.88348	2.62095	1.10017	NEIN	115.199	+ 0,175
79-PIND	-10.7593	6.49836	-1.65570	NEIN	53.0000	- 0,301
45-TKOIG	-12.1128	3.64781	-3.32058	JA	-2.27996	
64-SCHN	558.353	100.961	5.53039	JA	8.333E-02	
4-BSP	9.382E-03	1.969E-03	4.76551	JA	65789.6	

VARIANZANALYSE:

	FG	Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.575E+06
REGRESSOREN	5	1.295E+06
RESIDUEN	18	279294

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	124.564
BEST.KOEFFIZIENT	.822625
F-WERT	16.6960
DW-STATISTIK	1.70109

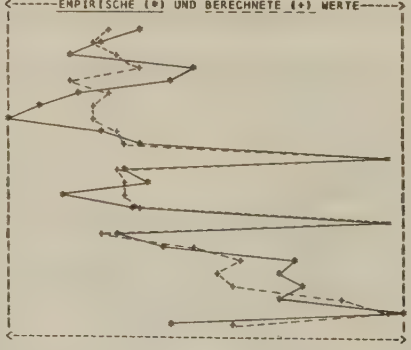
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PSTH	1.000					
79-PIND	0.764	1.000				
45-TKOIG	0.681	0.467	1.000			
64-SCHN	0.111	-0.159	0.052	1.000		
4-BSP	0.769	0.691	0.889	-0.046	1.000	
15-ASTH	0.566	0.345	0.458	0.569	0.598	1.000

STRUKTUR NR. 3 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT:

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	RESIDUEN
52.01	1800.0	1740.7	59.292
53.01	1706.0	1701.9	4.0851
54.01	1647.0	1744.4	-97.359
55.01	1922.0	1795.9	126.05
56.01	1882.0	1636.5	245.49
57.01	1661.0	1740.8	-79.753
58.01	1569.0	1696.3	-127.30
59.01	1501.0	1694.2	-193.24
60.01	1715.0	1756.8	-41.779
61.01	1808.0	1774.1	33.931
62.01	2376.0	2375.7	.32478
63.01	1767.0	1755.7	11.315
64.01	1826.0	1759.6	66.409
65.01	1631.0	1761.5	-130.55
66.01	1778.0	1801.9	-23.855
67.01	2378.0	2378.3	-.32678
68.01	1749.0	1713.4	35.644
69.01	1862.0	1925.5	-63.532
70.01	2158.0	2036.8	121.24
71.01	2120.0	1986.6	133.39
72.01	2185.0	2016.1	168.90
73.01	2124.0	2272.0	-147.97
74.01	2408.0	2381.0	26.964
75.01	1883.0	2010.4	-127.37



STRUKTUR NR. 11 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 15 = 90 91 45 64 4
EXT. INSTR.VARIABLE: 90 91

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
15-ASTH					1894.00
KONSTANTE	1554.00	217.461	7.14610	JA	1.00000
16-PST-101	5.19050	2.55531	2.03126	JA	115.199
79-PIN-101	-19.6771	6.78105	-2.90177	JA	53.0000
45-TKDIG	-14.6763	3.46972	-4.22981	JA	-2.27996
64-SCHN	544.163	89.1195	6.10600	JA	8.333E-02
4-BSP	1.073E-02	1.856E-03	5.78408	JA	65789.6

Elastizitäten
+ 0,316
- 0,581

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.575E+06	1.575E+06
REGRESSOREN	5	1.362E+06	(1.265E+06)
RESIDUEN	18	213054	309843

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	108.795	131.200
BEST.KOEFFIZIENT	.864693	(.803223)
F-WERT	15.8194	
DW-STATISTIK	1.76961	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-101	1.000					
79-PIN-101	0.803	1.000				
45-TKDIG	0.688	0.481	1.000			
64-SCHN	0.038	-0.166	0.052	1.000		
4-BSP	0.777	0.712	0.889	-0.046	1.000	
15-ASTH	0.524	0.319	0.458	0.569	0.598	1.000

STRUKTUR NR. 11 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE------>	RESIDUEN
52.01	1800.0	1704.8		95.163
53.01	1706.0	1668.1		37.918
54.01	1647.0	1730.2		-83.171
55.01	1922.0	1815.3		106.74
56.01	1882.0	1602.9		279.05
57.01	1661.0	1725.4		-64.440
58.01	1569.0	1666.9		-97.866
59.01	1501.0	1688.2		-187.17
60.01	1715.0	1766.6		-51.594
61.01	1808.0	1801.8		6.1659
62.01	2376.0	2417.7		-41.684
63.01	1767.0	1783.7		-16.700
64.01	1826.0	1783.6		42.447
65.01	1631.0	1779.5		-148.49
66.01	1778.0	1826.0		-48.018
67.01	2378.0	2383.2		-5.1919
68.01	1749.0	1674.6		74.367
69.01	1862.0	1951.6		-89.606
70.01	2158.0	2092.1		65.885
71.01	2120.0	1968.7		151.29
72.01	2185.0	1991.0		194.05
73.01	2124.0	2334.0		-209.95
74.01	2408.0	2390.9		17.065
75.01	1883.0	1909.3		-26.261

-3 -2 -1 0 1 2 3

STRUKTUR NR. 17 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

NADELSTAMMHOLZNACHFRAGE
ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS

PRIMAERGLEICHUNG: 66 = 16 17 27 46 80 60

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
66-NSTH					1779.29
KONSTANTE	982.715	182.527	5.38396	JA	1.00000
16-PSTH	-6.80657	2.62901	-2.58903	JA	115.199
17-PSTHD	11.2120	3.01446	3.71939	JA	104.800
27-PNSI	8.03890	3.51485	2.28712	JA	44.8817
46-LBSTHTZ	-.134376	.190555	-.705184	NEIN	563.125
80-SEM	718.731	92.2647	7.78987	JA	8.333E-02
60-WAB	6.60790	2.47055	2.67467	JA	9.17869

Elastizitäten
- 0,441
+ 0,660
+ 0,203

VARIANZANALYSE:

	FG	Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.13BE+06
REGRESSOREN	6	951899
RESIDUEN	17	185644

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	104.500
BEST.KOEFFIZIENT	.836803
F-WERT	14.5281
DW-STATISTIK	2.22175

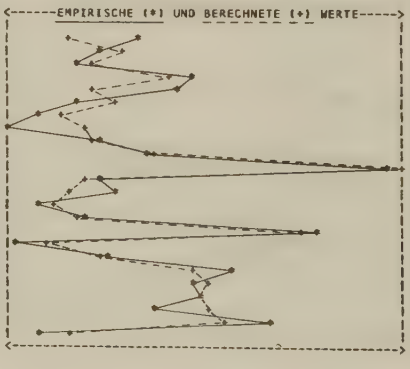
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PSTH	1.000						
17-PSTHD	0.806	1.000					
27-PNSI	0.811	0.694	1.000				
46-LBSTHTZ	0.104	0.261	0.098	1.000			
80-SEM	0.111	-0.168	-0.085	-0.296	1.000		
60-WAB	-0.273	-0.078	-0.423	0.088	-0.054	1.000	
66-NSTH	0.338	0.339	0.230	-0.149	0.691	0.177	1.000

STRUKTUR NR. 17 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT:

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	RESIDUEN
52.01	1785.0	1616.4	168.65
53.01	1692.0	1742.5	-50.543
54.01	1632.0	1677.4	-45.371
55.01	1907.0	1858.3	48.708
56.01	1865.0	1673.6	191.42
57.01	1644.0	1736.1	-92.108
58.01	1547.0	1605.0	-57.986
59.01	1476.0	1654.4	-178.38
60.01	1698.0	1666.3	31.741
61.01	1796.0	1818.4	-22.439
62.01	2354.0	2393.4	-39.439
63.01	1700.0	1658.0	42.001
64.01	1731.0	1626.0	104.97
65.01	1542.0	1582.4	-40.378
66.01	1663.0	1638.7	24.261
67.01	2203.0	2163.6	39.439
68.01	1497.0	1566.5	-69.545
69.01	1702.0	1696.9	5.1232
70.01	1991.0	1910.3	80.746
71.01	1908.0	1942.8	-34.806
72.01	1923.0	1925.6	2.3554
73.01	1812.0	1949.8	-137.84
74.01	2091.0	1980.8	110.24
75.01	1539.0	1619.8	-80.825



STRUKTUR NR. 21 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 38

SCHAETZUNG DER STRUKTURGLEICHUNG
ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 66 = 93 17 27 46 80 60
EXT. INSTR.VARIABLE: 93

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
66-NSTH					1779.29
KONSTANTE	1015.56	156.615	6.48442	JA	1.00000
16-PST-I03	-8.15071	2.39394	-3.40673	JA	115.199
17-PSTHD	11.9820	2.60282	4.60346	JA	104.800
27-PNSI	9.29428	3.10870	2.98977	JA	44.8817
46-LBSTHT2	-.158581	.162978	-.973021	NEIN	563.125
80-SEM	702.057	74.9526	9.36667	JA	8.333E-02
60-WAB	6.60560	2.10897	3.13215	JA	9.17869

Elastizitäten
~ 0,528
+ 0,706
+ 0,234

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.138E+06	1.138E+06
REGRESSOREN	6	971007 (946435)	
RESIDUEN	17	166536	191108

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	98.9760	106.027
BEST.KOEFFIZIENT	.853600	(.832000)
F-WERT	14.3960	
DW-STATISTIK	1.85799	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

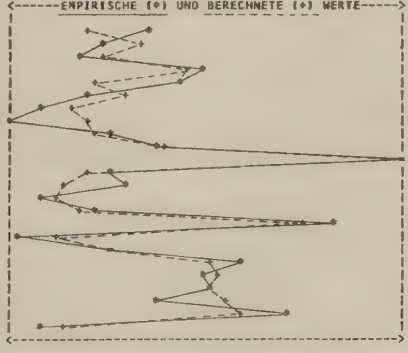
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-I03	1.000						
17-PSTHD	0.822	1.000					
27-PNSI	0.835	0.694	1.000				
46-LBSTHT2	0.106	0.261	0.098	1.000			
80-SEM	0.051	-0.168	-0.085	-0.296	1.000		
60-WAB	-0.278	-0.078	-0.423	0.088	-0.054	1.000	
66-NSTH	0.292	0.339	0.230	-0.149	0.691	0.177	1.000

STRUKTUR NR. 21 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 38

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE----->	RESIDUEN
52.01	1785.0	1642.0		143.04
53.01	1692.0	1763.1		-71.053
54.01	1632.0	1687.6		-55.558
55.01	1907.0	1869.5		37.453
56.01	1865.0	1667.8		197.21
57.01	1644.0	1736.0		-92.001
58.01	1547.0	1607.2		-60.195
59.01	1476.0	1650.7		-174.66
60.01	1698.0	1664.4		33.594
61.01	1796.0	1816.3		-20.308
62.01	2354.0	2358.0		-4.0217
63.01	1700.0	1642.9		57.133
64.01	1731.0	1604.7		126.28
65.01	1542.0	1572.2		-30.229
66.01	1663.0	1636.1		26.866
67.01	2203.0	2134.4		68.618
68.01	1497.0	1583.3		-86.253
69.01	1702.0	1705.4		-3.3720
70.01	1991.0	1921.9		69.121
71.01	1908.0	1947.5		-39.451
72.01	1928.0	1928.7		-.66680
73.01	1812.0	1968.3		-156.29
74.01	2091.0	1990.9		100.12
75.01	1539.0	1604.4		-65.384



STRUKTUR NR. 18 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS

PRIMAERGLEICHUNG: 66 = 16 17 27 26 46 80 60

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
66-NSTH					1779.29
KONSTANTE	1470.07	230.404	6.38040	JA	1.00000
16-PSTH	-3.21826	2.54712	-1.26349	NEIN	115.199
17-PSTHD	9.15485	2.63650	3.47235	JA	104.800
27-PNSI	14.2471	3.67791	3.87370	JA	44.8817
26-PZ	-8.84460	3.11862	-2.83606	JA	109.204
46-LBSTHT2	-8.856E-02	.161044	-.549935	NEIN	563.125
80-SEM	620.829	84.9158	7.31111	JA	8.333E-02
60-WAB	4.91383	2.16158	2.27326	JA	9.17869

Elastizitäten
-0,208
+0,533
+0,353
-0,593

VARIANZANALYSE:

	FG	Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.138E+06
REGRESSOREN	7	1.014E+06
RESIDUEN	16	123540

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	87.8706
BEST.KOEFFIZIENT	.891398
F-WERT	18.7609
DW-STATISTIK	2.31241

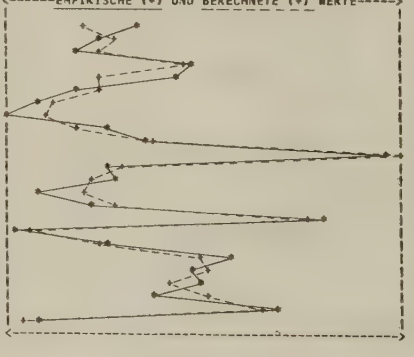
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PSTH	1.000							
17-PSTHD	0.806	1.000						
27-PNSI	0.811	0.694	1.000					
26-PZ	0.802	0.635	0.889	1.000				
46-LBSTHT2	0.104	0.261	0.098	0.140	1.000			
80-SEM	0.111	-0.168	-0.085	-0.158	-0.296	1.000		
60-WAB	-0.273	-0.078	-0.423	-0.467	0.088	-0.054	1.000	
66-NSTH	0.338	0.339	0.230	-0.027	-0.149	0.691	0.177	1.000

STRUKTUR NR. 18 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT:

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	RESIDUEN
52.01	1785.0	1647.1	137.86
53.01	1692.0	1731.5	-39.490
54.01	1632.0	1693.7	-61.661
55.01	1907.0	1890.8	16.225
56.01	1865.0	1683.0	181.97
57.01	1644.0	1684.2	-40.226
58.01	1547.0	1577.6	-30.604
59.01	1476.0	1573.5	-97.492
60.01	1698.0	1634.0	63.983
61.01	1796.0	1805.7	-9.7095
62.01	2354.0	2381.4	-27.399
63.01	1700.0	1739.8	-39.827
64.01	1731.0	1670.5	60.531
65.01	1542.0	1647.6	-105.63
66.01	1663.0	1725.0	-62.000
67.01	2203.0	2175.6	27.399
68.01	1497.0	1534.5	-37.529
69.01	1702.0	1693.4	8.5973
70.01	1991.0	1927.7	63.337
71.01	1908.0	1934.1	-26.106
72.01	1928.0	1850.4	77.632
73.01	1812.0	1929.8	-117.82
74.01	2091.0	2066.2	24.788
75.01	1539.0	1505.8	33.163



STRUKTUR NR. 22 REGAN (VERSION 41), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 66 = 93 17 27 26 46 80 60
EXT. INSTR.VARIABLE: 93

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
66-NSTH					1779.29	
KONSTANTE	1475.11	186.143	7.92460	JA	1.00000	
16-PST-I03	-5.33944	2.14313	-2.49142	JA	115.199	- 0,346
17-PSTHD	10.5523	2.19376	4.81012	JA	104.800	+ 0,622
27-PNSI	15.6070	3.16021	4.93858	JA	44.8817	+ 0,394
26-PZ	-8.46389	2.46070	-3.43962	JA	109.204	- 0,519
I12	-.107740	.135684	-.794049	NEIN	563.125	
80-SEM	632.169	65.2720	9.68516	JA	8.333E-02	
60-WAB	4.92657	1.81231	2.71840	JA	9.17869	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.138E+06	1.138E+06
REGRESSOREN	7	1.036E+06	(1.007E+06)
RESIDUEN	16	102015	130886

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	79.8494	90.4454
BEST.KOEFFIZIENT	.910320	(.884940)
F-WERT	18.0838	
DW-STATISTIK	2.21178	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

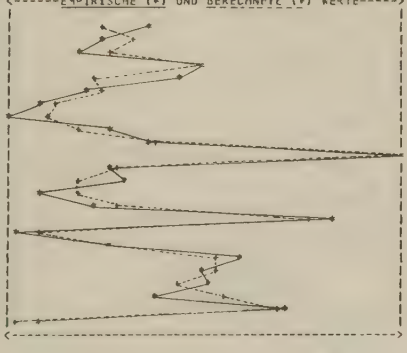
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-I03	1.000							
17-PSTHD	0.822	1.000						
27-PNSI	0.835	0.694	1.000					
26-PZ	0.803	0.635	0.889	1.000				
46-LBSTHT2	0.106	0.261	0.098	0.140	1.000			
80-SEM	0.051	-0.168	-0.085	-0.158	-0.296	1.000		
60-WAB	-0.278	-0.078	-0.423	-0.467	0.088	-0.054	1.000	
66-NSTH	0.292	0.339	0.230	-0.027	-0.149	0.691	0.177	1.000

STRUKTUR NR. 22 REGAN (VERSION 41), 06.06.79, 11 MIN 47

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<-----EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE----->	RESIDUEN
52.01	1785.0	1678.8		106.24
53.01	1692.0	1761.0		-69.001
54.01	1632.0	1704.8		-72.835
55.01	1907.0	1907.1		-7.40E-02
56.01	1865.0	1672.5		192.50
57.01	1644.0	1689.6		-45.555
58.01	1547.0	1581.5		-34.526
59.01	1476.0	1566.7		-90.667
60.01	1698.0	1626.5		71.468
61.01	1796.0	1800.3		-4.2600
62.01	2354.0	2359.5		-5.4736
63.01	1700.0	1711.3		-11.321
64.01	1731.0	1640.6		90.437
65.01	1542.0	1630.4		-88.362
66.01	1663.0	1712.4		-49.429
67.01	2203.0	2155.2		47.790
68.01	1497.0	1550.9		-53.902
69.01	1702.0	1702.0		-2.37E-02
70.01	1991.0	1939.5		51.525
71.01	1908.0	1938.8		-30.808
72.01	1929.0	1859.5		69.493
73.01	1812.0	1955.4		-143.44
74.01	2091.0	2073.8		17.165
75.01	1539.0	1484.9		54.055



STRUKTUR NR. 19 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS

PRIMAERGLEICHUNG: 66 = 16 17 27 56 26 46 80 60

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
66-NSTH					1779.29	
KONSTANTE	1322.25	207.610	6.36891	JA	1.00000	
16-PSTH	-3.13907	2.20259	-1.42517	NEIN	115.199	- 0,203
17-PSTHD	8.24398	2.30791	3.57205	JA	104.800	+ 0,486
27-PNSI	12.1243	3.28894	3.68640	JA	44.8817	+ 0,306
56-PRU	6.69592	2.64657	2.53004	JA	70.6208	+ 0,266
26-PZ	-10.6898	2.79342	-3.82680	JA	109.204	- 0,656
46-LBSTHT2	4.248E-03	.163998	2.950E-02	NEIN	563.125	
80-SEM	633.254	73.5868	8.60554	JA	8.333E-02	
60-WAB	5.43342	1.88027	2.88971	JA	9.17869	

VARIANZANALYSE:

	FG	Q-SUMME
REGRESSAND	24	1.138E+06
REGRESSOREN	8	1.051E+06
RESIDUEN	15	86588.9

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	75.9776
BEST.KOEFFIZIENT	.923881
F-WERT	22.7574
DW-STATISTIK	2.83110

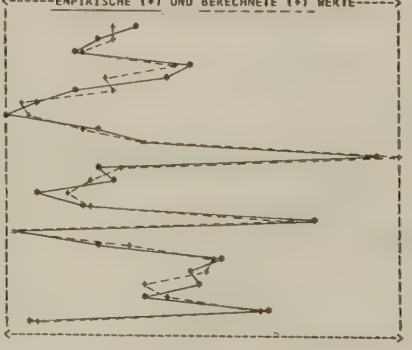
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PSTH	1.000								
17-PSTHD	0.806	1.000							
27-PNSI	0.811	0.694	1.000						
56-PRU	0.704	0.613	0.807	1.000					
26-PZ	0.802	0.635	0.889	0.802	1.000				
46-LBSTHT2	0.104	0.261	0.098	-0.015	0.140	1.000			
80-SEM	0.111	-0.168	-0.085	-0.119	-0.158	-0.296	1.000		
60-WAB	-0.273	-0.078	-0.423	-0.415	-0.467	0.088	-0.054	1.000	
66-NSTH	0.338	0.339	0.230	0.195	-0.027	-0.149	0.691	0.177	1.000

STRUKTUR NR. 19 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT:

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<-----EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE----->	RESIDUEN
52.01	1785.0	1722.4		62.623
53.01	1692.0	1724.6		-32.624
54.01	1632.0	1658.0		-25.992
55.01	1907.0	1884.7		22.328
56.01	1865.0	1711.4		153.64
57.01	1644.0	1730.4		-86.442
58.01	1547.0	1516.6		30.373
59.01	1476.0	1539.3		-63.326
60.01	1698.0	1656.7		41.318
61.01	1796.0	1811.5		-15.500
62.01	2356.0	2402.5		-48.481
63.01	1700.0	1744.6		-44.646
64.01	1731.0	1675.7		55.262
65.01	1542.0	1620.1		-78.062
66.01	1663.0	1676.5		-13.479
67.01	2203.0	2154.5		48.481
68.01	1497.0	1499.8		-2.7679
69.01	1702.0	1772.3		-70.283
70.01	1991.0	1969.8		21.171
71.01	1908.0	1946.2		-38.245
72.01	1928.0	1800.2		127.82
73.01	1812.0	1866.2		-54.176
74.01	2091.0	2074.1		16.856
75.01	1539.0	1544.8		-5.8402



STRUKTUR NR. 23 — REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 66 = 93 17 27 56 26 46 80 60
EXT. INSTR.VARIABLE: 93

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
66-NSTH					1779.29	
KONSTANTE	1327.60	164.832	8.05430	JA	1.00000	
16-PST-I03	-5.24799	1.81457	-2.89213	JA	115.199	- 0,340
17-PSTHD	9.64073	1.88106	5.12516	JA	104.800	+ 0,568
27-PNSI	13.4799	2.76468	4.87578	JA	44.8817	+ 0,340
56-PRU	6.64548	2.17781	3.05145	JA	70.6208	+ 0,264
26-PZ	-10.2875	2.16720	-4.74691	JA	109.204	- 0,634
46-LBSTHT2	-1.539E-02	.118786	-.129597	NEIN	563.125	
80-SEM	644.759	55.4115	11.6358	JA	8.333E-02	
60-WAB	5.44380	1.54359	3.52671	JA	9.17869	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.138E+06	1.138E+06
REGRESSOREN	8	1.072E+06	(1.044E+06)
RESIDUEN	15	65621.0	93804.8

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	66.1418	79.0800
BEST.KOEFFIZIENT	.942313	(.917537)
F-WERT	21.4259	
DW-STATISTIK	2.75457	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

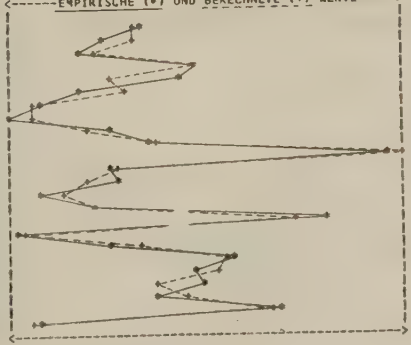
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-I03	1.000									
17-PSTHD	0.822	1.000								
27-PNSI	0.835	0.694	1.000							
56-PRU	0.718	0.613	0.807	1.000						
26-PZ	0.803	0.635	0.889	0.802	1.000					
46-LBSTHT2	0.106	0.261	0.098	-0.015	0.140	1.000				
80-SEM	0.051	-0.168	-0.085	-0.119	-0.158	-0.296	1.000			
60-WAB	-0.278	-0.078	-0.423	-0.415	-0.467	0.088	-0.054	1.000		
66-NSTH	0.292	0.339	0.230	0.195	-0.027	-0.149	0.691	0.177	1.000	

STRUKTUR NR. 23 — REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET
52.01	1785.0	1753.1
53.01	1692.0	1754.0
54.01	1632.0	1669.3
55.01	1907.0	1900.9
56.01	1865.0	1700.7
57.01	1644.0	1735.5
58.01	1547.0	1521.0
59.01	1476.0	1532.9
60.01	1698.0	1649.1
61.01	1796.0	1806.0
62.01	2354.0	2380.8
63.01	1700.0	1716.2
64.01	1731.0	1646.0
65.01	1542.0	1603.1
66.01	1663.0	1664.2
67.01	2203.0	2134.6
68.01	1497.0	1516.2
69.01	1702.0	1780.2
70.01	1991.0	1981.2
71.01	1908.0	1950.8
72.01	1928.0	1809.7
73.01	1812.0	1892.1
74.01	2091.0	2081.5
75.01	1539.0	1523.9



RESIDUEN	-3 -2 -1 0 1 2 3
31.899	
-61.953	
-37.301	
6.1471	
164.32	
-91.468	
25.993	
-56.878	
48.919	
-10.046	
-26.804	
-16.215	
84.995	
-61.070	
-1.2332	
68.396	
-19.240	
-78.215	
9.8261	
-42.809	
118.27	
-80.076	
9.4842	
15.059	

STRUKTUR NR. 24 REGAN (VERSION 41), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 66 = 93 17 27 56 26 80 60
EXT. INSTR.VARIABLE: 93

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
66-NSTH					1779.29	
KONSTANTE	1322.53	159.991	8.26632	JA	1.00000	
16-PST-I03	-5.22526	1.80459	-2.89554	JA	115.199	- 0,338
17-PSTHD	9.58100	1.82221	5.25789	JA	104.800	+ 0,564
27-PNSI	13.4842	2.76220	4.88168	JA	44.8817	+ 0,340
56-PRU	6.71739	2.10421	3.19235	JA	70.6208	+ 0,267
26-PZ	-10.3357	2.13333	-4.84486	JA	109.204	- 0,634
80-SEM	646.085	54.4128	11.8738	JA	8.333E-02	
60-WAB	5.43543	1.54097	3.52728	JA	9.17869	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	1.138E+06	1.138E+06
REGRESSOREN	7	1.072E+06	(1.044E+06)
RESIDUEN	16	65686.6	93650.3

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	64.0735	76.5058
BEST.KOEFFIZIENT	.942256	(.917673)
F-WERT	26.1607	
DW-STATISTIK	2.76335	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

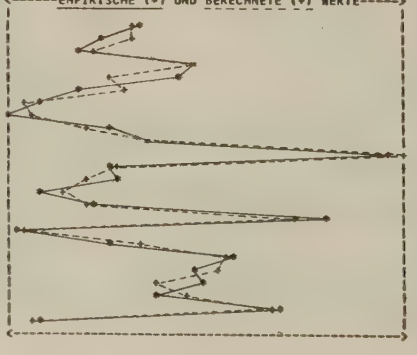
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-I03	1.000							
17-PSTHD	0.822	1.000						
27-PNSI	0.835	0.694	1.000					
56-PRU	0.718	0.613	0.807	1.000				
26-PZ	0.803	0.635	0.889	0.802	1.000			
80-SEM	0.051	-0.168	-0.085	-0.119	-0.158	1.000		
60-WAB	-0.278	-0.078	-0.423	-0.415	-0.467	-0.054	1.000	
66-NSTH	0.292	0.339	0.230	0.195	-0.027	0.691	0.177	1.000

STRUKTUR NR. 24 REGAN (VERSION 41), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	RESIDUEN
52.01	1785.0	1754.4	30.620
53.01	1692.0	1754.6	-62.612
54.01	1632.0	1669.0	-37.033
55.01	1907.0	1900.5	6.5261
56.01	1865.0	1700.3	164.68
57.01	1644.0	1737.3	-93.336
58.01	1547.0	1519.8	27.221
59.01	1476.0	1531.4	-55.350
60.01	1698.0	1647.1	50.911
61.01	1796.0	1804.3	-8.3497
62.01	2354.0	2381.3	-27.344
63.01	1700.0	1716.5	-16.548
64.01	1731.0	1651.1	79.922
65.01	1542.0	1605.1	-63.087
66.01	1663.0	1661.9	1.1253
67.01	2203.0	2134.2	68.755
68.01	1497.0	1514.7	-17.666
69.01	1702.0	1782.1	-80.101
70.01	1991.0	1979.2	11.843
71.01	1908.0	1949.7	-41.731
72.01	1928.0	1811.2	116.78
73.01	1812.0	1892.0	-79.973
74.01	2091.0	2081.2	9.7859
75.01	1539.0	1524.0	14.958



STRUKTUR NR. 12 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

NADELSTAMMHOLZEXPORTE
ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS

PRIMAERGLEICHUNG: 24 = 16 73 74 34 25

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
24-EXSTH					114.708
KONSTANTE	-.769960	66.9834	-1.149E-02	NEIN	1.00000
16-PSTH	-.801717	.778131	-1.03031	NEIN	115.199
73-PSTHI	1.80157	.829500	2.17188	JA	75.8316
74-LTR	-28.1037	9.82788	-2.85958	JA	-.340654
34-EXFOEMA	86.2843	18.6842	4.61805	JA	.125000
25-Q	.856589	.146622	5.84215	JA	59.3750

Elastizitäten
- 0,805
+ 1,131

VARIANZANALYSE: FG Q.SUMME

REGRESSAND	24	297123
REGRESSOREN	5	275981
RESIDUEN	18	21142.0

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	34.2718
BEST.KOEFFIZIENT	.928844
F-WERT	46.9933
DW-STATISTIK	1.89261

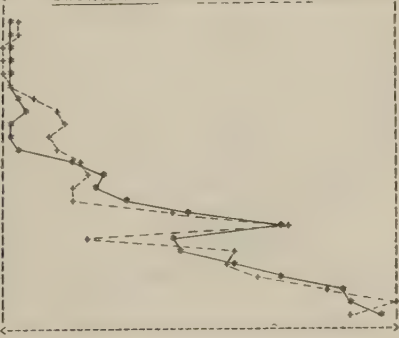
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PSTH	1.000					
73-PSTHI	0.804	1.000				
74-LTR	0.197	0.504	1.000			
34-EXFOEMA	-0.249	-0.092	-0.274	1.000		
25-Q	0.764	0.878	0.526	-0.157	1.000	
24-EXSTH	0.642	0.805	0.228	0.286	0.840	1.000

STRUKTUR NR. 12 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT:

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<-----EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE----->	RESIDUEN
52.01	15.000	20.800		-5.8002
53.01	14.000	22.687		-8.6872
54.01	15.000	9.7452		5.2548
55.01	15.000	10.151		4.8495
56.01	17.000	7.1638		9.8362
57.01	17.000	10.929		6.0714
58.01	22.000	35.475		-13.475
59.01	25.000	56.389		-31.389
60.01	17.000	61.327		-44.327
61.01	12.000	49.189		-37.189
62.01	22.000	55.304		-33.304
63.01	67.000	76.863		-9.8632
64.01	95.000	80.758		14.242
65.01	89.000	71.840		17.160
66.01	115.00	68.256		46.744
67.01	175.00	155.00		20.005
68.01	252.00	262.00		-10.002
69.01	160.00	79.695		80.305
70.01	167.00	212.83		-45.834
71.01	212.00	208.67		3.3270
72.01	257.00	233.45		23.550
73.01	312.00	293.38		18.619
74.01	317.00	356.91		-39.913
75.01	344.00	314.18		29.820



STRUKTUR NR. 15 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

SCHAETZUNG DER STRUKTURGLEICHUNG
ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 24 = 92 73 74 34 25
EXT. INSTR.VARIABLE: 92

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
24-EXSTH					114.708	
KONSTANTE	-13.1517	61.0812	-.215315	NEIN	1.00000	
16-PST-102	-.607987	.738780	-.822960	NEIN	115.199	- 0,610
73-PSTHI	1.68443	.746140	2.25752	JA	75.8316	+ 1,114
74-LTR	-26.7050	8.79185	-3.03748	JA	-.340654	
34-EXFOEMA	87.4980	17.0613	5.12845	JA	.125000	
25-Q	.844333	.127878	6.60262	JA	59.3750	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	297123	297123
REGRESSOREN	5	275333	(275905)
RESIDUEN	18	21790.1	21218.2

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	34.7931	34.3335
BEST.KOEFFIZIENT	.926663	(.928588)
F-WERT	46.7146	
DW-STATISTIK	1.89631	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-102	1.000					
73-PSTHI	0.814	1.000				
74-LTR	0.206	0.504	1.000			
34-EXFOEMA	-0.283	-0.092	-0.274	1.000		
25-Q	0.774	0.878	0.526	-0.157	1.000	
24-EXSTH	0.647	0.805	0.228	0.286	0.840	1.000

STRUKTUR NR. 15 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE------>	RESIDUEN	-3	-2	-1	0	1	2	3
52.01	15.000	17.644		-2.6444				X			
53.01	14.000	20.459		-6.4591			<.				
54.01	15.000	9.4728		5.5272				.>			
55.01	15.000	11.971		3.0288				X			
56.01	17.000	10.029		6.9707				.>			
57.01	17.000	13.430		3.5702				X			
58.01	22.000	36.153		-14.153			< .				
59.01	25.000	55.133		-30.133		<	.				
60.01	17.000	60.286		-43.286		<	.				
61.01	12.000	50.452		-38.452		<	.				
62.01	22.000	58.057		-36.057		<	.				
63.01	67.000	77.223		-10.223			<.				
64.01	95.000	80.724		14.276				. >			
65.01	89.000	72.100		16.900				. >			
66.01	115.00	68.800		46.200				.	>		
67.01	175.00	156.25		18.753				. >			
68.01	252.00	259.43		-7.4283			<.				
69.01	160.00	77.320		82.680				.			>
70.01	167.00	211.38		-44.382		<	.				
71.01	212.00	208.58		3.4162				X			
72.01	257.00	233.05		23.945				. >			
73.01	312.00	290.88		21.119				. >			
74.01	317.00	357.12		-40.117		<	.				
75.01	344.00	317.05		26.950				. >			
					-3	-2	-1	0	1	2	3

STRUKTUR NR. 16 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 24 = 92 73 76 34 5
EXT. INSTR.VARIABLE: 92

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
24-EXSTH					114.708
KONSTANTE	76.2646	30.6107	2.49144	JA	1.00000
16-PST-I02	-1.33648	.302374	-4.41998	JA	115.199
73-PSTHI	.102917	.336961	.305428	NEIN	75.8316
76-LTRB	-25.0882	7.64636	-3.28107	JA	-.136542
34-EXFOEMA	38.0258	7.71841	4.92664	JA	.125000
5-BSPI	4.367E-03	3.043E-04	14.3508	JA	40400.9

Elastizitäten

- 1, 342

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	297123	297123
REGRESSOREN	5	293213 (.292816)	
RESIDUEN	18	3909.80	4306.81

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	14.7381	15.4683
BEST.KOEFFIZIENT	.986841	(.985505)
F-WERT	245.093	
DW-STATISTIK	1.12638	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

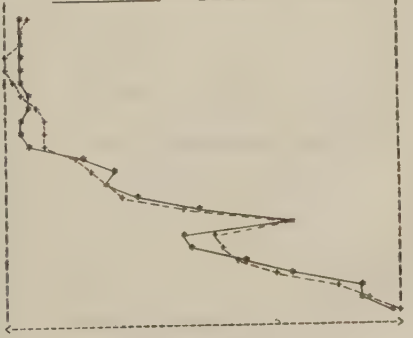
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-I02	1.000					
73-PSTHI	0.814	1.000				
76-LTRB	-0.154	-0.057	1.000			
34-EXFOEMA	-0.283	-0.092	-0.122	1.000		
5-BSPI	0.816	0.899	-0.271	0.055	1.000	
24-EXSTH	0.647	0.805	-0.374	0.286	0.955	1.000

STRUKTUR NR. 16 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE------>	RESIDUEN
52.01	15.000	19.479		-4.4792
53.01	14.000	16.557		-2.5571
54.01	15.000	11.917		3.0833
55.01	15.000	1.3082		13.692
56.01	17.000	1.2602		15.740
57.01	17.000	8.2833		8.7167
58.01	22.000	17.242		4.7580
59.01	25.000	29.633		-4.6335
60.01	17.000	37.446		-20.446
61.01	12.000	37.729		-25.729
62.01	22.000	35.278		-13.278
63.01	67.000	63.566		3.4339
64.01	95.000	76.717		18.283
65.01	89.000	90.344		-1.3442
66.01	115.00	101.56		13.440
67.01	175.00	161.42		13.582
68.01	252.00	254.51		-2.5086
69.01	160.00	182.29		-22.292
70.01	167.00	191.94		-24.940
71.01	212.00	208.31		3.6853
72.01	257.00	239.40		17.604
73.01	312.00	296.17		15.831
74.01	317.00	321.47		-4.4722
75.01	344.00	349.17		-5.1681



STRUKTUR NR. 13 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 21 UHR 52

ITERATIONSVERFAHREN (COCHRANE-ORCUTT)
ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: GLS

PRIMAERGLEICHUNG: 24 = 16 73 76 34 5
AUTOKORRELATION: 1.ORDNUNG, CORC
STARTWERT RHO(0) = -0.90000
KONVERGENZKRITERIUM: DRHO < 10**- 3
ANZAHL ITERATIONEN: 5

LETZTE 5 SCHRITTE:

RHO:	-0.900000	0.536164	0.562211	0.563315	0.563362
Q(RHO):	11678.00	2929.492	2926.462	2926.456	2926.456

RHO = 0.563362
QMIN = 2926.456
VAR(RHO) = 2.8643E-02
KONVERGENZKRIT. FUER RHO ERFUELLT.

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
24-EXSTH					119.043
KONSTANTE	66.8403	31.4692	2.12399	JA	1.00000
16-PSTH	-1.18225	.310550	-3.80697	JA	116.772
73-PSTHI	1.13OE-02	.204994	5.513E-02	NEIN	76.1925
76-LTRB	-27.5154	8.27690	-3.32436	JA	-.157470
34-EXFDEMA	42.8662	6.32765	6.77443	JA	.130435
5-BSPI	4.30TE-03	2.515E-04	17.1246	JA	41654.4

Elastizitäten

- 1, 160

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	23	79648.6	286749
REGRESSOREN	5	76722.2	(283823)
RESIDUEN	17	2926.46	2926.46

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	13.1204	13.1204
BEST.KOEFFIZIENT	.963258	(.989794)
F-WERT	89.1369	
DW-STATISTIK	1.43095	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

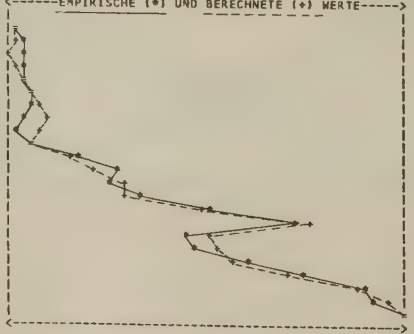
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PSTH	1.000					
73-PSTHI	0.567	1.000				
76-LTRB	0.244	0.217	1.000			
34-EXFDEMA	-0.387	-0.082	-0.044	1.000		
5-BSPI	0.660	0.638	0.234	-0.014	1.000	
24-EXSTH	0.304	0.487	0.038	0.398	0.865	1.000

STRUKTUR NR. 13 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 21 UHR 52

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET
53.01	14.000	13.356
54.01	15.000	10.817
55.01	15.000	4.3442
56.01	17.000	10.279
57.01	17.000	17.672
58.01	22.000	21.451
59.01	25.000	31.032
60.01	17.000	35.161
61.01	12.000	28.250
62.01	22.000	22.796
63.01	67.000	55.418
64.01	95.000	78.468
65.01	89.000	100.97
66.01	115.00	100.96
67.01	175.00	173.39
68.01	252.00	265.48
69.01	160.00	175.76
70.01	167.00	181.10
71.01	212.00	195.21
72.01	257.00	241.31
73.01	312.00	303.22
74.01	317.00	328.53
75.01	344.00	343.03



RESIDUEN	-3 -2 -1 0 1 2 3
.64447	X
4.1831	.>
10.656	. >
6.7214	. >
-.67224	X
.54917	X
-6.0316	< .
-18.161	< .
-16.250	< .
-.79590	X
11.582	. >
16.532	. >
-11.972	< .
14.044	. >
1.6089	X
-13.478	< .
-15.757	< .
-14.096	< .
16.789	. >
15.690	. >
8.7760	. >
-11.530	< .
.96770	X
	-3 -2 -1 0 1 2 3

STRUKTUR NR. 25 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 22 = 93 17 11 60 12 63
EXT. INSTR.VARIABLE: 93

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
22-IMSTH					75.6250
KONSTANTE	127.313	34.8893	3.64905	JA	1.00000
16-PST-I03	.766475	.438996	1.74597	NEIN	115.199
17-PSTHD	-1.08784	.586778	-1.85393	NEIN	104.800
11-LBSTHT1	-.146629	3.393E-02	-4.32145	JA	583.792
60-WAB	1.54333	.475796	3.24367	JA	9.17869
12-IMSTHT1	.577012	.124944	4.61818	JA	76.7917
63-SCHN67	-42.8598	22.0223	-1.94620	NEIN	6.167E-02

Elastizitäten

+ 1,168
- 1,508

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	33095.6	33095.6
REGRESSOREN	6	24465.7	(24722.4)
RESIDUEN	17	8629.89	8373.19

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	22.5309	22.1933
BEST.KOEFFIZIENT	.739244	(.747000)
F-WERT	8.27876	
DW-STATISTIK	2.08654	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

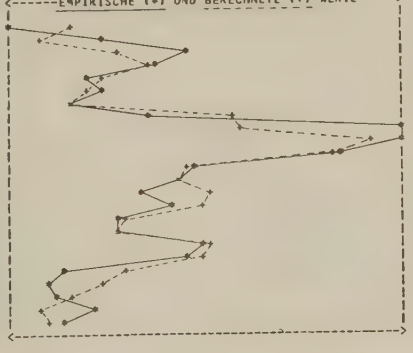
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-I03	1.000							
17-PSTHD	0.822	1.000						
11-LBSTHT1	0.085	0.158	1.000					
60-WAB	-0.278	-0.078	0.252	1.000				
12-IMSTHT1	0.109	-0.022	0.226	0.366	1.000			
63-SCHN67	-0.036	-0.298	-0.232	-0.176	0.035	1.000		
22-IMSTH	-0.032	-0.140	-0.222	0.472	0.658	-0.065	1.000	

STRUKTUR NR. 25 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 37

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	RESIDUEN
52.01	23.000	45.671	-22.671
53.01	57.000	34.785	22.215
54.01	87.000	63.345	23.655
55.01	77.000	75.338	1.6616
56.01	51.000	58.506	-7.5059
57.01	57.000	51.209	5.7910
58.01	46.000	46.496	-.49589
59.01	75.000	105.70	-30.696
60.01	168.00	107.68	60.317
61.01	167.00	157.22	9.7789
62.01	145.00	142.63	2.3677
63.01	91.000	87.911	3.0894
64.01	86.000	85.885	.11509
65.01	72.000	96.060	-24.060
66.01	83.000	93.585	-10.585
67.01	64.000	67.061	-3.0610
68.01	63.000	64.066	-1.0658
69.01	95.000	97.492	-2.4924
70.01	87.000	94.244	-7.2442
71.01	44.000	64.333	-20.333
72.01	38.000	56.914	-18.914
73.01	40.000	46.974	-6.9735
74.01	55.000	35.334	19.666
75.01	44.000	36.558	7.4419



STRUKTUR NR. 26 REGAN (VERSION 41, 05.06.79, 21 UHR 52

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 22 = 93 17 11 27 56 41 60 63
EXT. INSTR.VARIABLE: 93

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
22-IMSTH					75.6250	
KONSTANTE	318.702	97.6938	3.26225	JA	1.00000	
16-PST-I03	2.42443	.515034	4.70732	JA	115.199	+ 3,693
17-PSTHD	-2.07225	.600680	-3.44984	JA	104.800	- 2,872
11-LBSTHT1	-8.89LE-02	3.716E-02	-2.39251	JA	563.792	+ 2,593
27-PNSI	4.36825	2.72696	1.60188	NEIN	44.8817	+ 4,938
56-PRU	1.52898	.687712	2.22328	JA	70.6208	
41-GHP	-5.43072	2.06311	-2.63230	JA	105.504	
60-WAB	1.67109	.533169	3.13425	JA	9.17869	
63-SCHN67	-35.4644	23.8307	-1.48818	NEIN	4.167E-02	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	33095.6	33095.6
REGRESSOREN	8	23985.0	(23636.7)
RESIDUEN	15	9110.64	9458.89

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	24.6450	25.1116
BEST.KOEFFIZIENT	.726718	(.714195)
F-WERT	4.75445	
DW-STATISTIK	1.95580	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

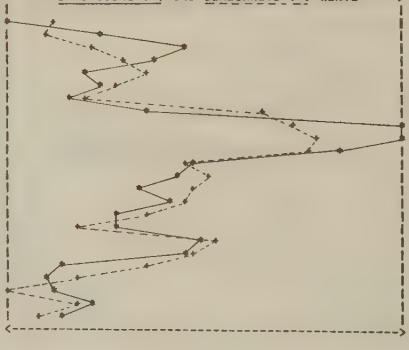
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

16-PST-I03	1.000								
17-PSTHD	0.822	1.000							
11-LBSTHT1	0.085	0.158	1.000						
27-PNSI	0.835	0.694	0.081	1.000					
56-PRU	0.718	0.613	0.093	0.807	1.000				
41-GHP	0.825	0.667	0.096	0.990	0.826	1.000			
60-WAB	-0.278	-0.078	0.252	-0.423	-0.415	-0.466	1.000		
63-SCHN67	-0.036	-0.298	-0.232	-0.025	-0.130	-0.018	-0.176	1.000	
22-IMSTH	-0.032	-0.140	-0.222	-0.331	-0.180	-0.377	0.472	-0.065	1.000

STRUKTUR NR. 26 REGAN (VERSION 41, 05.06.79, 21 UHR 52

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE----->	RESIDUEN
52.01	23.000	40.766		-17.766
53.01	57.000	37.895		19.105
54.01	87.000	54.702		32.298
55.01	77.000	66.172		10.828
56.01	51.000	74.765		-23.765
57.01	57.000	62.765		-5.7649
58.01	46.000	50.697		-4.6971
59.01	75.000	117.53		-42.530
60.01	168.00	127.27		40.730
61.01	167.00	135.34		31.657
62.01	145.00	133.65		11.346
63.01	91.000	89.547		1.4526
64.01	86.000	98.268		-12.268
65.01	72.000	91.738		-19.738
66.01	83.000	88.118		-5.1179
67.01	64.000	73.682		-9.6823
68.01	63.000	48.402		14.598
69.01	95.000	98.947		-3.9468
70.01	87.000	91.796		-4.7964
71.01	44.000	75.327		-31.327
72.01	38.000	49.328		-11.328
73.01	40.000	23.893		16.107
74.01	55.000	49.883		5.1166
75.01	44.000	34.511		9.4886



STRUKTUR NR. 3 REGAN (VERSION 4), 06.06.79, 11 UHR 47

SCHAETZUNG DER STRUKTURGLEICHUNG
ANALYSEINTERVALL: 1955.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 81 = 94 95 72 74 82
EXT. INSTR.VARIABLE: 94 95

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
81-AIND					570.762	
KONSTANTE	-525.711	533.224	-.985910	NEIN	1.00000	
79-PIN-I02	35.5927	11.1897	3.18083	JA	53.4286	+ 3,332
16-PST-I04	3.67846	3.32582	1.10603	NEIN	119.423	+ 0,770
72-PBR	-35.4027	12.6910	-2.78959	JA	37.6952	- 1,338
74-LTR	-110.760	61.9473	-1.78797	NEIN	-.530890	
82-SCHNII	119.217	35.7547	3.33429	JA	.261905	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	21	780242	780242
REGRESSOREN	5	678851	(563026)
RESIDUEN	15	101391	217216

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	82.7157	120.337
BEST.KOEFFIZIENT	.870051	(.721604)
F-WERT	9.37570	
DW-STATISTIK	1.29534	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

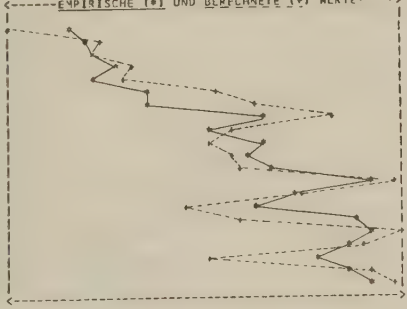
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

79-PIN-I02	1.000					
16-PST-I04	0.870	1.000				
72-PBR	0.844	0.600	1.000			
74-LTR	0.893	0.696	0.895	1.000		
82-SCHNII	-0.294	-0.346	-0.305	-0.298	1.000	
81-AIND	0.404	0.546	-0.041	0.089	0.305	1.000

STRUKTUR NR. 3 REGAN (VERSION 4), 06.06.79, 11 UHR 47

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE------>	RESIDUEN
55.01	255.00	143.50		111.50
56.01	280.00	314.26		-34.256
57.01	300.00	295.76		4.2516
58.01	347.00	374.04		-27.042
59.01	304.00	356.95		-52.947
60.01	406.00	528.85		-122.85
61.01	393.00	595.39		-202.39
62.01	616.00	739.39		-123.39
63.01	519.00	561.11		-42.114
64.01	612.00	514.72		97.281
65.01	587.00	549.31		37.690
66.01	621.00	573.05		47.952
67.01	811.00	854.83		-43.828
68.01	670.00	681.09		-11.091
69.01	592.00	473.40		118.60
70.01	784.00	564.80		219.20
71.01	816.00	868.69		-52.690
72.01	773.00	803.85		-30.849
73.01	719.00	516.07		202.93
74.01	776.00	815.43		-39.434
75.01	805.00	861.53		-56.528



STRUKTUR NR. 4 REGAN (VERSION 41, 06.06.79, 11 UHR 47

ANALYSEINTERVALL: 1955.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 81 = 94 95 72 76 82
EXT. INSTR.VARIABLE: 94 95

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
81-AIND					570.762	
KONSTANTE	-97.2402	255.404	-.380731	NEIN	1.00000	
79-PIN-I02	21.1179	8.54254	2.47209	JA	53.4286	+ 1, 977
16-PST-I04	4.55088	2.67488	1.70134	NEIN	119.423	+ 0, 952
72-PBR	-28.4350	11.1001	-2.56169	JA	37.6952	- 1, 878
76-LTRB	-166.097	60.4501	-2.74768	JA	-.209000	
82-SCHNIL	133.128	29.1167	4.57220	JA	.261905	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	21	780242	780242
REGRESSOREN	5	696796	(638348)
RESIDUEN	15	83445.9	141893

TESTMASSE:

ST.F. O. GLEICHG	74.5859	97.2603
BEST.KOEFFIZIENT	.893051	(.818142)
F-WERT	14.7321	
DW-STATISTIK	1.25229	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

79-PIN-I02	1.000					
16-PST-I04	0.870	1.000				
72-PBR	0.844	0.600	1.000			
76-LTRB	0.294	0.102	0.573	1.000		
82-SCHNIL	-0.294	-0.346	-0.305	-0.060	1.000	
81-AIND	0.404	0.546	-0.041	-0.462	0.305	1.000

STRUKTUR NR. 4 REGAN (VERSION 41, 06.06.79, 11 UHR 47

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (*) WERTE----->	RESIDUEN
55.01	255.00	238.92		16.079
56.01	280.00	339.39		-59.393
57.01	300.00	300.43		-.43383
58.01	347.00	329.44		17.556
59.01	304.00	326.56		-22.560
60.01	406.00	473.15		-67.151
61.01	393.00	551.49		-158.49
62.01	616.00	726.15		-110.15
63.01	519.00	533.78		-14.783
64.01	612.00	496.58		115.42
65.01	587.00	515.39		71.607
66.01	621.00	529.81		91.187
67.01	811.00	844.73		-33.726
68.01	670.00	675.14		-5.1365
69.01	592.00	472.10		119.90
70.01	784.00	606.39		177.61
71.01	816.00	844.85		-28.851
72.01	773.00	851.06		-78.054
73.01	719.00	717.12		1.8782
74.01	776.00	875.92		-99.916
75.01	805.00	737.58		67.419

-3 -2 -1 0 1 2 3

STRUKTUR NR. 5 REGAN (VERSION 41, 06.06.79, 11 UHR 47

ANALYSEINTERVALL: 1955.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 81 = 94 72 76 82
EXT. INSTR.VARIABLE: 94

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
81-AIND					570.762
KONSTANTE	132.425	251.263	.527036	NEIN	1.00000
79-PIN-I02	33.2247	5.47705	6.06618	JA	53.4286
72-PBR	-37.1513	11.4116	-3.25558	JA	37.6952
76-LTRB	-162.583	70.0136	-2.32217	JA	-.200000
82-SCHN11	118.737	32.2878	3.67747	JA	.261905

Elastizitäten

+ 3,110

- 2,454

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	21	780242	780242
REGRESSOREN	4	677238	(589678)
RESIDUEN	16	103004	190564

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	80.2356	109.134
BEST.KOEFFIZIENT	.867985	(.755763)
F-WERT	14.2155	
DW-STATISTIK	1.48427	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

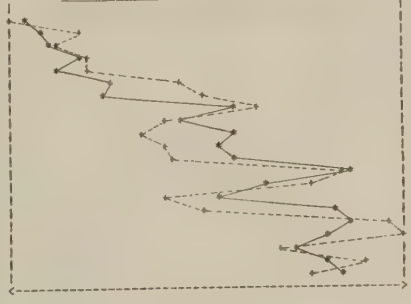
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

79-PIN-I02	1.000				
72-PBR	0.844	1.000			
76-LTRB	0.294	0.573	1.000		
82-SCHN11	-0.296	-0.305	-0.060	1.000	
81-AIND	0.404	-0.041	-0.462	0.305	1.000

STRUKTUR NR. 5 REGAN (VERSION 41, 06.06.79, 11 UHR 47

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET
55.01	255.00	230.36
56.01	280.00	350.30
57.01	300.00	308.86
58.01	347.00	363.04
59.01	304.00	358.76
60.01	406.00	523.05
61.01	393.00	557.14
62.01	616.00	649.79
63.01	519.00	496.75
64.01	612.00	452.45
65.01	587.00	490.07
66.01	671.00	508.79
67.01	811.00	802.10
68.01	670.00	744.63
69.01	592.00	501.22
70.01	784.00	566.79
71.01	816.00	887.51
72.01	773.00	909.34
73.01	719.00	699.47
74.01	776.00	837.11
75.01	805.00	750.46



RESIDUEN	-3 -2 -1 0 1 2 3
24.644	
-70.297	
-8.8609	
-16.036	
-54.760	
-117.05	
-164.14	
-33.790	
24.265	
159.55	
96.428	
112.21	
8.8982	
-74.635	
90.783	
217.21	
-71.506	
-136.34	
19.926	
-61.114	
54.541	

STRUKTUR NR. 6 REGAN (VERSION 41, 06.06.79, 11 UHR 47

ANALYSEINTERVALL: 1955.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 81 = 94 95 72 74 83 4
EXT. INSTR.VARIABLE: 94 95

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
81-AIND					570.762
KONSTANTE	-578.217	191.896	-3.01318	JA	1.00000
79-PIN-102	8.22578	5.60835	1.46670	NEIN	53.4286
16-PST-104	2.34755	1.15902	2.02546	JA	119.423
72-PBR	.914012	6.63360	.137785	NEIN	37.6952
74-LTR	-138.824	22.5142	-6.16609	JA	-.530890
83-SCHNI2	97.4631	14.7608	6.60284	JA	.214286
4-BSP	4.186E-03	5.102E-04	8.20509	JA	71687.6

Elastizitäten

+ 0,770
+ 0,491

VARIANZANALYSE:

	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	21	780242	780242
REGRESSOREN	6	761062	(751976)
RESIDUEN	14	19179.9	28266.0

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	37.0134	44.9333
BEST.KOEFFIZIENT	.975418	(.963773)
F-WERT	62.8259	
DW-STATISTIK	2.52357	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

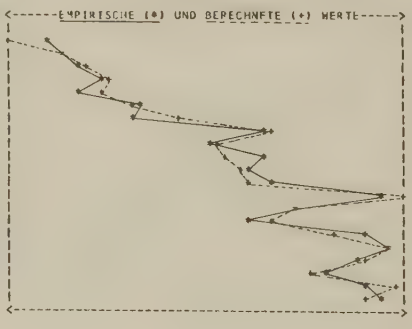
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

79-PIN-102	1.000						
16-PST-104	0.870	1.000					
72-PBR	0.846	0.600	1.000				
74-LTR	0.893	0.696	0.895	1.000			
83-SCHNI2	-0.271	-0.262	-0.280	-0.274	1.000		
4-BSP	0.713	0.741	0.306	0.511	-0.037	1.000	
81-AIND	0.404	0.546	-0.041	0.089	0.312	0.848	1.000

STRUKTUR NR. 6 REGAN (VERSION 41, 06.06.79, 11 UHR 47

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	RESIDUEN
55.01	255.00	187.51	67.494
56.01	280.00	280.34	-.34036
57.01	300.00	318.20	-18.204
58.01	347.00	353.19	-6.1942
59.01	304.00	338.38	-34.379
60.01	406.00	398.89	7.1149
61.01	393.00	465.43	-72.433
62.01	616.00	624.54	-8.5438
63.01	519.00	538.72	-19.717
64.01	612.00	551.19	60.835
65.01	587.00	571.93	15.068
66.01	621.00	589.04	31.958
67.01	811.00	845.92	-34.923
68.01	670.00	666.49	3.5138
69.01	592.00	625.61	-33.607
70.01	784.00	725.20	58.803
71.01	816.00	815.38	.61748
72.01	773.00	780.92	-7.9232
73.01	719.00	685.41	33.588
74.01	776.00	839.37	-63.374
75.01	805.00	784.32	20.677



STRUKTUR NR. 7 REGAN (VERSION 4), 06.06.79, 11 UHR 47

ANALYSEINTERVALL: 1955.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 81 = 94 95 72 18 83 4
EXT. INSTR.VARIABLE: 94 95

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
81-AIND					570.762	
KONSTANTE	314.862	204.503	1.53965	NEIN	1.00000	
79-PIN-I02	5.51627	4.67451	.570186	NEIN	53.4286	+ 0,516
16-PST-I04	2.87551	1.86528	1.54160	NEIN	119.423	+ 0,602
72-PBR	-16.8252	9.68688	-1.73691	NEIN	37.6952	- 1,444
18-L	-62.1059	58.0778	-1.06936	NEIN	5.13476	- 0,553
83-SCHNI2	113.353	25.6258	4.42339	JA	.214286	
4-BSP	7.625E-03	3.685E-03	2.06923	JA	71687.6	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	21	780242	780242
REGRESSOREN	6	713894 (706644)	
RESIDUEN	14	66348.0	73597.9

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	68.8414	72.5051
BEST.KOEFFIZIENT	.914965	(.905673)
F-WERT	22.6331	
DW-STATISTIK	1.31364	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

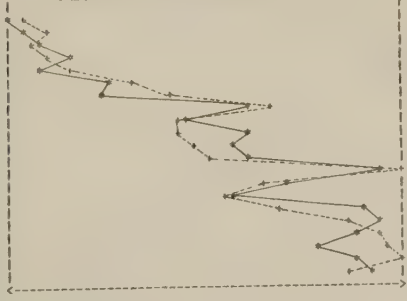
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

79-PIN-I02	1.000						
16-PST-I04	0.870	1.000					
72-PBR	0.844	0.600	1.000				
18-L	0.783	0.783	0.402	1.000			
83-SCHNI2	-0.271	-0.262	-0.280	-0.043	1.000		
4-BSP	0.713	0.741	0.306	0.990	-0.037	1.000	
81-AIND	0.404	0.546	-0.041	0.811	0.312	0.848	1.000

STRUKTUR NR. 7 REGAN (VERSION 4), 06.06.79, 11 UHR 47

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<-----EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE----->	RESIDUEN
55.01	255.00	273.86		-18.856
56.01	280.00	310.65		-30.647
57.01	300.00	292.99		7.0119
58.01	347.00	313.62		33.380
59.01	304.00	351.68		-47.684
60.01	406.00	442.63		-36.628
61.01	393.00	500.00		-107.00
62.01	616.00	652.70		-36.704
63.01	519.00	516.11		2.8876
64.01	612.00	512.09		99.908
65.01	587.00	535.42		51.581
66.01	621.00	560.08		60.924
67.01	811.00	847.70		-36.697
68.01	670.00	634.78		35.219
69.01	592.00	578.42		13.578
70.01	784.00	660.67		123.33
71.01	816.00	767.05		48.952
72.01	773.00	811.04		-38.038
73.01	719.00	820.09		-101.09
74.01	776.00	842.70		-66.701
75.01	805.00	761.72		43.277



STRUKTUR NR. 2 REGAN (VERSION 4), 06.06.79, 11 UHR 47

SCHAETZUNG DER STRUKTURGLEICHUNG
ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: DLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 86 = 76 52 4 53
EXT. INSTR.VARIABLE: 96

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
86-NIND					607.709	
KONSTANTE	477.243	129.851	3.67531	JA	1.00000	
79-PIN-103	-16.5518	2.40279	-6.88858	JA	53.0000	- 1,444
52-PR	26.4686	5.21814	5.07242	JA	24.0625	+ 1,048
4-BSP	5.134E-03	4.390E-04	11.6947	JA	65789.6	+ 0,556
53-LBIND	.104713	.137626	.760853	NEIN	315.893	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	848944	848944
REGRESSOREN	4	794628 (777143)	
RESIDUEN	19	54315.8	71801.0

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	53.4671	61.4736
BEST.KOEFFIZIENT	.936019	(.915423)
F-WERT	52.5687	
DW-STATISTIK	2.44664	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

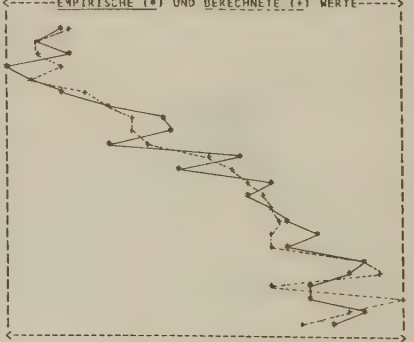
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

79-PIN-103	1.000				
52-PR	0.682	1.000			
4-BSP	0.708	0.638	1.000		
53-LBIND	-0.400	-0.231	-0.417	1.000	
86-NIND	0.375	0.655	0.855	-0.231	1.000

STRUKTUR NR. 2 REGAN (VERSION 4), 06.06.79, 11 UHR 53

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE------>	RESIDUEN
52.01	379.29	385.51		-6.2270
53.01	336.43	341.23		-4.8012
54.01	380.71	341.45		39.261
55.01	286.43	371.20		-84.772
56.01	322.86	326.42		-3.5651
57.01	379.29	416.40		-37.110
58.01	455.00	450.15		4.8464
59.01	535.00	481.51		53.495
60.01	549.29	487.98		61.310
61.01	447.86	517.64		-69.785
62.01	665.00	615.24		49.761
63.01	563.57	646.42		-82.850
64.01	710.71	673.11		37.609
65.01	680.00	697.81		-17.809
66.01	714.29	705.84		8.4419
67.01	742.86	724.95		17.908
68.01	782.14	714.95		67.190
69.01	731.43	709.05		22.381
70.01	867.14	858.99		8.1562
71.01	835.71	883.02		-47.305
72.01	772.86	710.28		62.581
73.01	769.29	924.47		-155.19
74.01	866.43	842.35		24.076
75.01	811.43	759.03		52.394



RESIDUEN -3 -2 -1 0 1 2 3
-3 -2 -1 0 1 2 3

STRUKTUR NR. 3 REGAN (VERSION 4), 06.06.79, 11 UHR 47

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 86 = 96 52 4
EXT. INSTR.VARIABLE: 96

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
86-NIND					607.709	
KONSTANTE	522.487	117.463	4.44809	JA	1.00000	
79-PIN-103	-16.9235	2.39397	-7.06920	JA	53.0000	-1,467
52-PR	26.9983	5.26237	5.13044	JA	24.0625	+1,069
4-BSP	5.054E-03	4.339E-04	11.6482	JA	65789.6	+0,547

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q-SUMME	ORIG.GL. Q-SUMME
REGRESSAND	24	848944	848944
REGRESSOREN	3	792896	(774597)
RESIDUEN	20	56047.7	74346.8

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	52.9376	60.9700
BEST.KOEFFIZIENT	.933979	(.912424)
F-WERT	71.0988	
DW-STATISTIK	2.44222	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

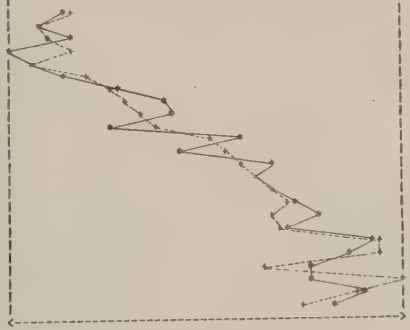
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

79-PIN-103	1.000			
52-PR	0.682	1.000		
4-BSP	0.708	0.638	1.000	
86-NIND	0.375	0.655	0.855	1.000

STRUKTUR NR. 3 REGAN (VERSION 4), 06.06.79, 11 UHR 53

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE------>	RESIDUEN
52.01	379.29	387.51		-8.2240
53.01	336.43	339.60		-3.1750
54.01	380.71	347.26		33.454
55.01	286.43	384.12		-97.686
56.01	322.86	327.14		-4.2790
57.01	379.29	417.43		-38.145
58.01	455.00	449.03		5.9715
59.01	535.00	476.56		58.438
60.01	549.29	494.13		55.160
61.01	447.86	518.03		-70.175
62.01	665.00	609.03		55.970
63.01	563.57	632.74		-69.164
64.01	710.71	661.22		49.498
65.01	680.00	682.52		-2.5198
66.01	714.29	706.70		7.5812
67.01	742.86	732.66		10.199
68.01	782.14	712.20		69.946
69.01	731.43	718.41		13.023
70.01	867.14	880.02		-12.873
71.01	835.71	882.23		-46.517
72.01	772.86	696.76		76.097
73.01	769.29	923.08		-153.80
74.01	866.43	850.95		15.480
75.01	811.43	755.69		55.737



STRUKTUR NR. 4 REGAN (VERSION 4), 06.06.79, 11 UHR 47

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 86 = 96 52 2 53
EXT. INSTR.VARIABLE: 96

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
86-NIND					607.709	
KONSTANTE	-1169.01	123.295	-9.48140	JA	1.00000	
79-PIN-103	-4.39199	1.84182	-2.38460	JA	53.0000	- 0,383
52-PR	13.2444	4.77414	2.77419	JA	24.0625	+ 0,524
2-BEV	.300691	2.149E-02	13.9941	JA	5709.42	+ 2,825
53-LBIND	-8.220E-02	.113378	-.725011	NEIN	315.893	

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORTG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	848944	848944
REGRESSOREN	4	800455	(798086)
RESIDUEN	19	48488.3	50857.8

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	50.5175	51.7371
BEST.KOEFFIZIENT	.942884	(.940093)
F-WERT	76.7607	
DW-STATISTIK	2.43673	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

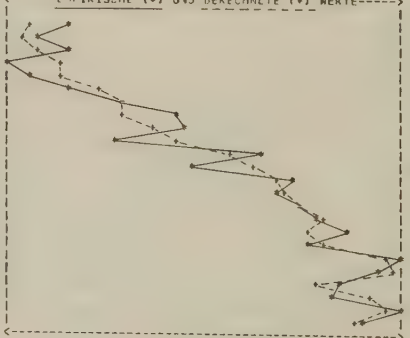
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

79-PIN-103	1.000				
52-PR	0.682	1.000			
2-BEV	0.431	0.613	1.000		
53-LBIND	-0.400	-0.231	-0.236	1.000	
86-NIND	0.375	0.655	0.960	-0.231	1.000

STRUKTUR NR. 4 REGAN (VERSION 4), 06.06.79, 11 UHR 47

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	RESIDUEN
52.01	379.29	323.52	55.761
53.01	336.43	314.04	22.387
54.01	380.71	335.31	45.407
55.01	286.43	369.17	-82.742
56.01	322.86	362.87	-40.012
57.01	379.29	426.08	-46.792
58.01	455.00	459.22	-4.2170
59.01	535.00	462.82	72.181
60.01	549.29	502.72	46.571
61.01	447.86	538.78	-90.923
62.01	665.00	615.27	49.726
63.01	563.57	648.49	-84.914
64.01	710.71	679.71	31.000
65.01	680.00	694.15	-14.146
66.01	714.29	723.06	-8.7727
67.01	742.86	748.93	-6.0429
68.01	782.14	731.48	50.656
69.01	731.43	752.62	-21.193
70.01	867.14	843.61	23.532
71.01	835.71	854.72	-19.004
72.01	772.86	742.07	30.785
73.01	769.29	816.55	-47.268
74.01	866.43	840.64	25.790
75.01	811.43	799.21	12.220



STRUKTUR NR. 5 REGAN (VERSION 41, 06.04.79, 11 UHR 47

ANALYSEINTERVALL: 1952.01 - 1975.01
METHODE: OLS, IV

PRIMAERGLEICHUNG: 86 = 96 52 2
EXT. INSTR.VARIABLE: 96

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
86-NIND					607.709	
KONSTANTE	-1220.51	101.522	-12.0221	JA	1.00000	
79-PIN-I03	-3.93708	1.74447	-2.25690	JA	53.0000	- 0,343
52-PR	12.8489	4.77800	2.68918	JA	24.0625	+ 0,508
2-BEV	.302607	2.148E-02	14.0867	JA	5709.42	+ 3,843

VARIANZANALYSE:	FG	REGRESSION Q.SUMME	ORIG.GL. Q.SUMME
REGRESSAND	24	848944	848944
REGRESSOREN	3	799341	(797330)
RESIDUEN	20	49602.2	51613.7

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	49.8007	50.8005
BEST.KOEFFIZIENT	.941572	(.939202)
F-WERT	103.247	
DW-STATISTIK	2.39429	

KOEFF. ASYMPTOTISCH NORMALVERTEILT, F- UND DW-TEST NUR ASYMPTOT. GUELTIG.

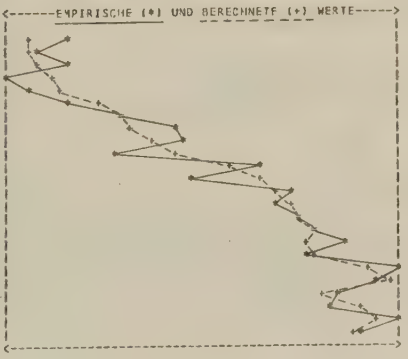
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

79-PIN-I03	1.000			
52-PR	0.682	1.000		
2-BEV	0.431	0.613	1.000	
86-NIND	0.375	0.655	0.960	1.000

STRUKTUR NR. 5 REGAN (VERSION 41, 06.04.79, 11 UHR 47

PLOT: ORIGINALGLEICHUNG

PER	EMPIRISCH	BERECHNET
52.01	379.29	322.36
53.01	336.43	315.73
54.01	380.71	331.16
55.01	286.43	359.44
56.01	322.86	363.36
57.01	379.29	426.42
58.01	455.00	461.36
59.01	535.00	467.08
60.01	549.29	498.25
61.01	447.86	538.80
62.01	665.00	620.55
63.01	563.57	659.59
64.01	710.71	689.24
65.01	680.00	706.19
66.01	714.29	727.22
67.01	742.86	742.50
68.01	782.14	732.71
69.01	731.43	744.07
70.01	867.14	825.99
71.01	835.71	855.27
72.01	772.86	751.66
73.01	769.29	814.90
74.01	866.43	833.67
75.01	811.43	802.48



RESIDUEN -3 -2 -1 0 1 2 3

56.923
20.700
49.553
-73.015
-40.507
-47.137
-6.3617
67.919
51.036
-90.942
44.451
-96.014
21.474
-20.186
-7.9388
.35797
49.436
-12.637
41.151
-19.551
21.198
-45.614
32.760
8.9443

-3 -2 -1 0 1 2 3

STRUKTUR NR. 6 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 39

INDUSTRIEHOLZIMPORTE
ANALYSEINTERVALL: 1956.01 - 1975.01
METHODE: OLS

PRIMAERGLEICHUNG: 85 = 79 50 52 87 88

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT
85-IMIND					188.107
KONSTANTE	657.442	189.513	3.46911	JA	1.00000
79-PIND	-17.7165	4.21787	-4.20034	JA	53.6000
50-PINDA	11.6717	2.86109	4.07947	JA	65.0250
52-PR	9.73386	7.14795	1.36177	NEIN	24.7250
87-LBINDT1	-.729315	.184774	-3.94708	JA	319.322
88-AINDT1	-.512421	9.272E-02	-5.52669	JA	559.050

Elastizitäten

+ 1,273

VARIANZANALYSE:

	FG	Q.SUMME
REGRESSAND	20	288002
REGRESSOREN	5	227487
RESIDUEN	14	60514.6

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	65.7455
BEST.KOEFFIZIENT	.789881
F-WERT	10.5258
DW-STATISTIK	2.18418

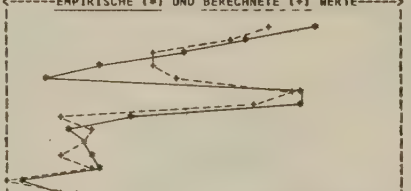
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

79-PIND	1.000					
50-PINDA	0.885	1.000				
52-PR	0.677	0.708	1.000			
87-LBINDT1	-0.575	-0.499	-0.413	1.000		
88-AINDT1	0.372	0.518	0.367	-0.233	1.000	
85-IMIND	0.089	0.215	0.245	-0.426	-0.393	1.000

STRUKTUR NR. 6 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 39

PLOT:

PER	EMPIRISCH	BERECHNET	<------EMPIRISCHE (*) UND BERECHNETE (+) WERTE------>	RESIDUEN
56.01	367.14	315.79		51.356
57.01	287.14	269.23		17.913
58.01	217.86	182.70		35.156
59.01	124.29	182.46		-58.170
60.01	62.143	209.17		-147.02
61.01	350.00	342.29		7.7059
62.01	347.86	301.93		45.923
63.01	162.86	84.862		77.996
64.01	88.571	120.09		-31.521
65.01	110.00	111.41		-1.4088
66.01	112.14	83.019		29.124
67.01	127.14	113.03		14.115
68.01	37.857	21.075		16.782
69.01	84.286	96.550		-12.265
70.01	462.14	414.37		47.773
71.01	234.29	312.03		-77.741
72.01	64.286	30.759		33.526
73.01	103.57	173.57		-69.997
74.01	291.43	226.14		65.284
75.01	127.14	171.67		-44.529



-3 -2 -1 0 1 2 3

STRUKTUR NR. 7 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 39

ANALYSEINTERVALL: 1955.01 - 1975.01
METHODE: OLS

PRIMAERGLEICHUNG: 85 = 79 50 52 87 81

VARIABLE	KOEFFIZIENT	ST.FEHLER	T-WERT	SIG (95%)	MITTELWERT	Elastizitäten
85-IMIND					190.952	
KONSTANTE	505.233	229.855	2.19805	JA	1.00000	
79-PIND	-19.3690	5.60876	-3.45335	JA	53.4286	
50-PINDA	10.9230	3.69714	2.95444	JA	64.8000	
52-PR	20.5167	9.57483	2.14278	JA	24.5476	+ 2,637
87-LBINDT1	-.715970	.233552	-3.06557	JA	317.483	
81-AIND	-.461769	.132246	-3.49175	JA	570.762	

VARIANZANALYSE:

	FG	Q.SUMME
REGRESSAND	21	291402
REGRESSOREN	5	184314
RESIDUEN	15	107088

TESTMASSE:

ST.F. D. GLEICHG	84.4938
BEST.KOEFFIZIENT	.632507
F-WERT	5.16343
DW-STATISTIK	2.58126

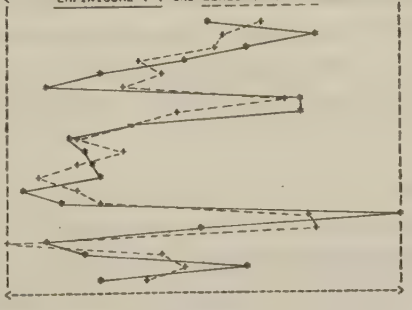
EINFACH-KORRELATIONSKOEFFIZIENTEN:

79-PIND	1.000					
50-PINDA	0.886	1.000				
52-PR	0.675	0.701	1.000			
87-LBINDT1	-0.562	-0.489	-0.374	1.000		
81-AIND	0.403	0.572	0.597	-0.221	1.000	
85-IMIND	0.078	0.205	0.207	-0.431	-0.186	1.000

STRUKTUR NR. 7 REGAN (VERSION 4), 05.06.79, 07 UHR 39

PLOT:

PER	EMPIRISCH	BERECHNET
55.01	247.86	307.56
56.01	367.14	260.19
57.01	287.14	250.23
58.01	217.86	168.19
59.01	124.29	196.94
60.01	62.143	150.88
61.01	350.00	334.02
62.01	347.86	213.84
63.01	162.86	160.01
64.01	88.571	101.25
65.01	110.00	149.98
66.01	112.14	94.745
67.01	127.14	56.676
68.01	37.857	100.52
69.01	84.286	125.21
70.01	462.14	360.86
71.01	234.29	363.43
72.01	64.286	20.904
73.01	103.57	196.31
74.01	291.43	223.34
75.01	127.14	176.92



RESIDUEN	-3 -2 -1 0 1 2 3
-59.699	
106.95	
36.913	
49.669	
-70.659	
-88.739	
15.982	
134.02	
2.8487	
-12.678	
-39.982	
17.398	
70.467	
-62.662	
-40.923	
101.29	
-129.15	
43.382	
-92.742	
68.092	
-49.775	
	-3 -2 -1 0 1 2 3

6. EX POST-PROGNOSEN UND STABILITAETSTESTS BEZUEGLICH DER REGRESSIONSKOEFFIZIENTEN

Für einen Teil der im letzten Kapitel diskutierten Strukturgleichungen werden in diesem Kapitel ex post-Prognosen für die Jahre 1976 und 1977 sowie sog. Stabilitätstests berechnet. Dadurch lässt sich die Güte der geschätzten Strukturen für die nahe Zukunft besser beurteilen und eventuelle Strukturbrüche in einzelnen Gleichungen oder Parametern können leichter erkannt werden. Die unterstellte Konstanzannahme der Regressionsparameter für die dem Analyseintervall folgenden Jahre kann v.a. mit Hilfe von Stabilitätstests (im vorliegenden Fall Verlängerung des Analyseintervalls am Ende um eine bzw. um zwei Stichproben) in geeigneter Weise überprüft werden.

6.1. Ex post-Prognosen

Für die sechs Verhaltensgleichungen - Angebot, Nachfrage, Exporte und Importe von Nadelstammholz sowie Angebot und Nachfrage von Industrieholz - werden die Ergebnisse der ex post-Prognosen für 1976 und 1977 vorgestellt und den empirischen Werten dieser beiden Jahre gegenübergestellt. Dabei werden die Abweichungen der geschätzten von den tatsächlichen Werten in Prozenten ausgedrückt, um das Ausmass dieser Differenzen anschaulicher darzustellen.

Die ex post-Prognosen werden zuerst für die reduzierte Form (1. Stufe) berechnet. In der reduzierten Form werden die endogenen Regressoren (Nadelstammholzpreis, Nadelindustrieholzpreis) durch die ausgewählten prädeterminierten Variablen des Gleichungssystems, deren Werte für die Jahre 1976 und 1977 bekannt sind, bestimmt.

Die strukturelle Form (2. Stufe) wird schliesslich der Einfachheit halber wie eine Einzelgleichung behandelt, d.h. die Simultaneität des Modells wird bei der Prognostizierung ausser acht gelassen. Zur Erklärung der Regressanden für die Jahre 1976 und 1977 (Angebot, Nachfrage, Exporte und Importe von Nadelstammholz sowie Angebot und Nachfrage von Industrieholz) werden deshalb neben den tatsächlichen Werten der in der betreffenden Gleichung auftretenden prädeterminierten Variablen die tatsächlichen Werte der endogenen Regressoren verwendet.

Der Simultaneität des Modells bei der Prognostizierung kann man jedoch nur dann gerecht werden, wenn das simultane Gleichungssystem derart aufgelöst wird, dass alle endogenen Variablen des Systems nur von prädeterminierten Variablen abhängig gemacht werden. Eine solche Auflösung des Gleichungssystems ist allerdings mit einem wesentlich höheren Rechenaufwand verbunden. Ausserdem hat es sich gezeigt, dass die durchgeführten ex post-Prognosen in der Regel eine geringere Abweichung der berechneten von den empirischen Werten aufweisen, wenn die strukturelle Form wie eine Einzelgleichung behandelt und auf eine Auflösung des simultanen Systems verzichtet wird.[1)]

Auf eine weitere Untersuchung der geschätzten Gleichungen der Industrieholzimporte wird im Rahmen dieser Arbeit verzichtet. Es hat sich nämlich bereits im letzten Kapitel gezeigt, dass sich diese geschätzten Gleichungen kaum für wirtschaftspolitische Simulationen und Prognosen eignen werden.[2)]

6.1.1. Das Nadelstammholzangebot

a. Die reduzierte Form:

1.) Der Nadelstammholzpreis

Jahr	Berechneter Wert in Fr./m3	Empirischer Wert in Fr./m3	%-uale Abweichung
1976	151.30	135.86	+11,1%
1977	165.20	153.98	+ 7,3%

2.) Der Industrieholzpreis

Jahr	Berechneter Wert in Fr./Ster	Empirischer Wert in Fr./Ster	%-uale Abweichung
1976	77.20	78.00	- 1,0%
1977	78.70	78.00	+ 1,0%

---

1) Nur nebenbei sei bemerkt, dass die Simultaneität des Modells auch bei der Prognostizierung der Mengen nicht vollständig vernachlässigt wird, weil die jeweiligen Regressionskoeffizienten der strukturellen Form mit Hilfe eines simultanen Schätzverfahrens (TSLS) berechnet worden sind. Bei der Prognostizierung der Preise (Stammholz- und Industrieholzpreis) mit Hilfe der reduzierten Form (Auflösung des Modells nach den endogenen Preisen, die von einer Auswahl von prädeterminierten Variablen bestimmt werden) wird die Simultaneität ebenfalls berücksichtigt.

2) Vgl. dazu die Ausführungen S. 166 ff.

b. Die strukturelle Form:

Struktur 4:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	1807.4	1742.0	+ 3,8%
1977	2121.4	2360.0	-10,1%

Struktur 5:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	1775.7	1742.0	+ 1,9%
1977	2060.8	2360.0	-12,7%

Bei der Beurteilung der ex post-Prognosen ist allgemein zu beachten, dass nicht allein von der Höhe der prozentualen Abweichung zwischen den berechneten und den empirischen Werten auf die Güte der geschätzten Strukturgleichung geschlossen werden darf. Der Wirtschaftspolitiker muss bei der Interpretation dieser Ergebnisse stets die besonderen wirtschaftlichen und institutionellen Verhältnisse auf dem Holzmarkt im Prognosejahr im Auge behalten: Ein starker Schadholzanfall im Prognosejahr oder bestimmte institutionelle Eingriffe in den Holzmarkt (wie z.B. eine plötzliche staatliche Kontingentierung der Holzexporte) können zu einer Entwicklung der tatsächlichen Mengen und Preise führen, die sich durch die für das Analyseintervall von 1952 - 1975 geschätzten Modellgleichungen nicht erfassen lässt. Dies kann die Ursache für hohe positive oder negative Abweichungen der prognostizierten von den tatsächlichen Werten sein.

Eine wichtige und notwendige Voraussetzung für eine gute Prognostizierung der endogenen Variablen ist zudem die Aufrechterhaltung der Konsistenz der in den einzelnen Gleichungen verwendeten Zeitreihen über das Analyseintervall hinaus. Die Verletzung der Konsistenz auch nur einer Zeitreihe kann in der betreffenden Gleichung zu einem stark verfälschten Prognosewert führen. Aus diesem Grunde muss bei der Prognostizierung stets die Konsistenz der Zeitreihe auch für die dem Analyseintervall folgenden Prognosejahre überprüft werden, was u.U. nicht immer leicht ist (z.B. bei ausländischen Preisreihen) und eine genaue Kenntnis der in- und ausländischen Marktlage erfordert.

Die Ursache einer schlechten ex post-Prognose kann letztlich auch daher rühren, dass sich die Beziehungen zwischen verschiedenen ökonomischen Variablen (quantifiziert durch die Regressionskoeffizienten) wohl während des Analyseintervalls als stabil erwiesen haben, aber sich für die Prognoseperiode als nicht mehr konstant erweisen. Ein derartiger Strukturbruch kann durch verschiedene Faktoren ausgelöst werden, wie beispielsweise durch das Auftreten neuer Bestimmungsfaktoren (neue Verwendungsmöglichkeiten für Holz), durch Aenderungen im Verhalten der Nachfrager hervorgerufen durch Geschmacks- oder Modeänderungen usw. Solche strukturelle Verschiebungen, die eine Verletzung der Konstanzannahme der geschätzten Parameter verursachen können, machen eine Anpassung des Modells an die neue Situation notwendig, sobald genügend lange Zeitreihen dazu vorhanden sind.

6.1.2. Die Nadelstammholznachfrage

a. Die reduzierte Form:

Der Nadelstammholzpreis

Jahr	Berechneter Wert in Fr./m3	Empirischer Wert in Fr./m3	%-uale Abweichung
1976	151.30	135.86	+11,1%
1977	165.20	153.98	+ 7,3%

b. Die strukturelle Form:

Struktur 3:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	1524.7	1343.0	+13,5%
1977	1894.4	1885.0	+ 0,5%

Struktur 4:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	1522.9	1343.0	+13,4%
1977	1888.9	1885.0	+ 0,2%

6.1.3. Die Nadelstammholzexporte

a. Die reduzierte Form:

Der Nadelstammholzpreis

Jahr	Berechneter Wert in Fr./m3	Empirischer Wert in Fr./m3	%-uale Abweichung
1976	151.30	135.86	+11,1%
1977	165.20	153.98	+ 7,3%

b. Die strukturelle Form:

Struktur 1:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	343.6	399.0	-13,9%
1977	384.8	475.0	-19,0%

Struktur 2:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	496.5	399.0	+24,4%
1977	609.7	475.0	+28,4%

Die hohen positiven Abweichungen zwischen den berechneten und den empirischen Werten der Nadelstammholzexporte in den Jahren 1976 und 1977 (Struktur 2) können in erster Linie auf das in diesen beiden Jahren durch die extrem hohen Inflationsraten stark aufgeblähte italienische Bruttosozialprodukt zurückgeführt werden. Während die durchschnittliche jährliche Inflationsrate von 1952 - 1975 in Italien um 4% herum liegt (gemessen am Konsumentenpreisindex), so beträgt sie 1976 ca. 17% und 1978 gar gegen 20%. Aus diesem Grunde erscheint es zweckmässig, das italienische Bruttosozialprodukt vom Einfluss dieser hohen Inflationsraten in den Jahren 1976 und 1977 zu bereinigen,[1] um auf diese Weise

[1] Der Wert des italienischen Bruttosozialproduktes im Jahre 1976 zu laufenden Preisen wurde zu diesem Zweck mit dem Faktor 1.13 deflationiert, während das nominelle Bruttosozialprodukt Italiens im Jahre 1977 mit dem Faktor 1.16 abgewertet wurde. Dabei wird unterstellt, dass die "normale" jährliche Inflationsrate in Italien 4% beträgt. Es ist zu beachten, dass es nicht darum geht, das italienische Bruttosozialprodukt zu konstanten Preisen zu berech-

die Konsistenz der Zeitreihe zu sichern und bessere Prognosewerte zu garantieren.

Werden für die Berechnung der ex post-Prognosen in Struktur 2 die "inflationsbereinigten" Werte des italienischen Bruttosozialproduktes (1976: 125'777 Mrd. Lire anstelle von 142'128 Mrd. Lire; 1977: 149'127 Mrd. Lire anstelle von 172'988 Mrd. Lire) in die geschätzte Strukturgleichung eingesetzt, so erhält man stark verbesserte Prognosewerte:

Struktur 2:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	425.1	399.0	+6,5%
1977	505.5	475.0	+6.4%

Gegenüber Struktur 1 geht aus diesen Ergebnissen auch eine deutliche Verbesserung der prognostizierten Werte hervor. Deshalb kann vermutet werden, dass sich Struktur 2 besser für wirtschaftspolitische Simulationen und Prognosen eignet als Struktur 1.

6.1.4. Die Nadelstammholzimporte

Wie schon im 5. Kapitel bei der Interpretation der Schätzergebnisse erwähnt wurde,[1)] war eine gute Anpassung der berechneten an die tatsächlichen Werte der Nadelstammholzimporte leider nicht zu erreichen. Diese Feststellung wird durch die Berechnung von ex post-Prognosen für die Jahre 1976/77 deutlich bestätigt. Die Abweichung der berechneten von den empirischen Werten beträgt bei Struktur 1 in beiden Jahren über 20%.

Die Verwendung der beiden Importnachfragegleichungen von Nadelstammholz für wirtschaftspolitische Simulationen und Prognosen erscheint aus diesem Grunde mehr als zweifelhaft. Das wirtschaftspolitische Interesse an einer ökonometri-

---

nen, sondern lediglich darum, das italienische Bruttosozialprodukt bei einer "normalen" durchschnittlichen Inflationsrate von 4% zu bestimmen und extrem hohe Inflationsraten in den Prognosejahren auszuschalten.

1) Vgl. 5. Kapitel S. 147 ff.

schen Erklärung der Nadelstammholzimporte ist ausserdem wegen der relativ geringen quantitativen Bedeutung und wegen des ständigen Rückgangs der Nadelstammholzimporte seit 1963 nur sehr klein.

6.1.5. Das Industrieholzangebot[1)]

a. Die reduzierte Form:

1.) Der Industrieholzpreis

Jahr	Berechneter Wert in Fr./Ster	Empirischer Wert in Fr./Ster	%-uale Abweichung
1976	79.00	78.00	+1,3%
1977	81.50	78.00	+4,5%

2.) Der Nadelstammholzpreis

Jahr	Berechneter Wert in Fr./m3	Empirischer Wert in Fr./m3	%-uale Abweichung
1976	136.80	135.86	+0,7%
1977	158.70	153.98	+3,0%

b. Die strukturelle Form:

Struktur 2:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	580.0	705.0	-17,7%
1977	687.0	735.0	- 6,5%

Struktur 3:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	717.8	705.0	+1,8%
1977	744.7	735.0	+1,3%

[1)] Bei der Schätzung des Industrieholzangebotes erstreckt sich das Analyseintervall aus datentechnischen Gründen lediglich auf die Zeitperiode von 1955 - 1975.

Struktur 4:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	715.5	705.0	+1,8%
1977	786.0	735.0	+6,9%

Bei den ex post-Prognosen der reduzierten Form fallen v.a. die gegenüber den Strukturgleichungen mit dem Analyseintervall von 1952 - 1975 stark verbesserten Anpassungen der berechneten an die tatsächlichen Werte des Nadelstammholzpreises in den Jahren 1976/77 auf. Diese Verbesserung bei einer Verkürzung des Analyseintervalls kann ev. darauf zurückgeführt werden, dass in den Jahren vor 1955 die statistischen Unterlagen weniger zuverlässig sind. Möglicherweise kann die Interdependenz von Nadelstamm- und Industrieholzmarkt aus datentechnischen Gründen ab 1955 besser zum Ausdruck gebracht werden, was sich in einer verbesserten Anpassung ausdrückt.[1)]

Von den drei Strukturen des Industrieholzangebotes, die in diesem Abschnitt zur Sprache kommen, zeigen Struktur 3 und Struktur 4 deutlich bessere Ergebnisse als Struktur 2. Diese beiden Strukturen scheinen daher auch für wirtschaftspolitische Simulationen geeigneter zu sein als Struktur 2. Zu beachten ist dabei v.a. die Tatsache, dass Struktur 3 bessere Prognosewerte für die Jahre 1967/77 liefert als Struktur 4, obwohl der Bestimmtheitskoeffizient R^2 in Struktur 3 um einiges kleiner ist als in Struktur 4 (R^2 = 0,868 in Struktur 3 gegenüber R^2 = 0,975 in Struktur 4).[2)]

6.1.6. Die Industrieholznachfrage

a. Die reduzierte Form:

Der Industrieholzpreis

Jahr	Berechneter Wert in Fr./Ster	Empirischer Wert in Fr./Ster	%-uale Abweichung
1976	77.20	78.00	-1,0%
1977	78.70	78.00	+1,0%

---

1) Beim Industrieholzpreis kann hingegen eine leichte Verschlechterung der ex post-Prognosen in den Jahren 1976 und 1977 festgestellt werden, wenn das Analyseintervall verkürzt werden muss.

2) Vgl. dazu die Ausführungen S. 155 ff.

b. Die strukturelle Form:

Struktur 1:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	647.5	803.0	-19,4%
1977	648.8	865.0	-25,0%

Struktur 4:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	721.1	803.0	- 9,4%
1977	708.2	865.0	-18,1%

Trotz der relativ guten Anpassung der berechneten an die tatsächlichen Werte der Industrieholznachfrage während des Analyseintervalls von 1952 - 1975 (bei Strukturgleichung 1 beträgt der Bestimmtheitskoeffizient R^2 0,936, bei Struktur 4 sogar 0,942) fallen die berechneten ex post-Prognosen in beiden Strukturen schlecht aus.[1] Die Gründe für die ungenügende Prognosefähigkeit dieser Gleichungen der Industrieholznachfrage dürften auf zwei Faktoren zurückzuführen sein:

1. Aus Datengründen musste eine stark aggregierte Nachfragefunktion nach Industrieholz gebildet werden, die sowohl die Nachfrage nach Papierholz als auch die Nachfrage nach Industrieholz von Seiten der Span- und Faserplattenindustrie umfasst. Bis etwa Mitte der 60-er Jahre spielte die Span- und Faserplattenindustrie in der Schweiz nur eine untergeordnete Rolle. Heute jedoch ist der Anteil des Industrieholzverbrauchs in der Span- und Faserplattenindustrie wesentlich grösser, sodass sich eine derartige Aggregierung der Industrieholznachfrage nur noch sehr schwer rechtfertigen lässt, und zwar v.a. deshalb, weil auf beiden Teilmärkten verschiedene Bestimmungsfaktoren vermutet werden.[2]

---

[1] Auf eine Darstellung der ex post-Prognosen von Struktur 2 und 3 wurde verzichtet, weil sich die Prognosewerte von Struktur 2 bzw. 3 etwa in der Grössenordnung von Struktur 1 bzw. 4 bewegen.

[2] Vgl. dazu die Ausführungen im 3. Kapitel S. 90-92

2. Der entscheidende Grund für die hohe Diskrepanz zwischen berechneter und tatsächlicher Industrieholznachfrage liegt vermutlich darin, dass der Papierpreis als Preis eines Endproduktes aus den beiden Strukturgleichungen eliminiert werden musste, weil er während des Analyseintervalls eine zu hohe Multikollinearität mit dem Industrieholzpreis aufwies.[1] Es stellt sich jedoch bei genauer Betrachtung der beiden Preisreihen heraus, dass diese Kollinearität ab 1972 weniger stark ins Gewicht fällt, d.h. die Entwicklung der beiden Preisreihen Industrieholzpreis und Papierpreis verläuft ab 1972 nicht mehr gleichläufig wie in den vorhergehenden Jahren. Aus diesem Grunde ist es durchaus denkbar, dass trotz guter Anpassung im Analyseintervall die Prognosewerte verfälscht werden, weil für die Prognosejahre ein wichtiger Bestimmungsfaktor fehlt.

Um diesen Strukturbruch auszuschalten, wird angenommen, dass in Strukturgleichung 1 der Regressionskoeffizient vor dem Papierpreis für die dem Analyseintervall folgende Periode 0,9 beträgt (die willkürliche, nicht auf empirischen Berechnungen beruhende Annahme eines Parameterwertes von 0,9 ermöglicht eine deutliche Verbesserung der ex post-Prognosen). Für Strukturgleichung 1 erhält man in diesem Falle die folgende Beziehung (modifizierte Schätzstruktur 1):

$$N_{Ind} = 477{,}2 - 16{,}6\ P_{Ind} + 26{,}5\ P_R + 0{,}9\ P_{Pa} + 0{,}005\ BSP + 0{,}1\ LB_{Ind,t-1}$$

In Strukturgleichung 4 wird wieder willkürlich unterstellt, dass der Regressionskoeffizient vor dem Papierpreis 0,5 beträgt (damit lässt sich eine bemerkenswerte Verbesserung der ex post-Prognosen erzielen). Dadurch ergibt sich die folgende modifizierte Schätzstruktur 4:

$$N_{Ind} = 1220{,}5 - 3{,}9\ P_{Ind} + 12{,}8\ P_R + 0{,}5\ P_{Pa} + 0{,}3\ BEV$$

Aus diesen beiden modifizierten Gleichungen für die Industrieholznachfrage lassen sich nun die folgenden stark verbesserten ex post-Prognosen berechnen:

---

[1] Vgl. dazu S. 161

Modifizierte Struktur 1:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	794.8	803.0	-1,0%
1977	791.3	865.0	-8,5%

Modifizierte Struktur 4:

Jahr	Berechneter Wert in 1000 m3	Empirischer Wert in 1000 m3	%-uale Abweichung
1976	802.9	803.0	-0,01%
1977	787.4	865.0	-9,0%

Bei diesen Strukturgleichungen sind zudem andere, in der heutigen Zeit wichtige Bestimmungsfaktoren der Industrieholznachfrage wie z.B. die Plattenpreise nicht in Betracht gezogen worden.

Aus diesen Ausführungen ist jedoch deutlich zu Tage getreten, dass es für die Zukunft unerlässlich ist, eine Disaggregierung der Industrieholznachfrage anzustreben, wie dies im 3. Kapitel S. 90-92 vorgeschlagen worden ist.[1)] Nur dadurch lassen sich zukünftig sinnvolle wirtschaftspolitische Simulationen und Prognosen realisieren.

6.2. Stabilitätstests bezüglich der Regressionskoeffizienten

Im zweiten Teil des 6. Kapitels werden die einzelnen Regressionskoeffizienten bezüglich ihrer Konstanz überprüft, wenn das Analyseintervall um eine bzw. um zwei Stichproben verlängert wird. Die Abweichungen der für das Analyseintervall von 1952 (1955) - 1976 bzw. 1977 geschätzten Koeffizienten von den für das Intervall von 1952 (1955) - 1975 geschätzten Koeffizienten werden in Prozenten ausgedrückt. Diese prozentuale Abweichung wird allerdings nur bei den Regressionskoeffizienten berechnet, die sich als signifikant von Null verschieden erweisen. Koeffizienten, die bei einem Signifikanzniveau von 95% nicht signifikant von Null verschieden sind, werden in Klammern gesetzt.

---

1) Fehlende oder unzureichende Datenreihen haben eine Disaggregierung der Industrieholznachfrage in der vorliegenden Arbeit verunmöglicht.

6.2.1. Das Nadelstammholzangebot

Struktur 4:

$$A_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P_{Ind} + a_3 TK + a_4 SCHN + a_5 BSP + \mu$$

Schätzung der Regressionskoeffizienten:

Parameter Analyseintervall

	1952-1975	1952-1976	%-uale Abweichung	1952-1977	%-uale Abweichung
a_0	2154,73	2192,41	+ 1,7%	2108,92	- 2,1%
a_1	5,147	5,168	+ 0,4%	5,205	+ 1,1%
a_2	(-5,814)	(-5,845)	-	(-3,540)	-
a_3	-61,424	-64,065	+ 4,3%	-66,940	+ 9,0%
a_4	484,478	484,732	0,0%	485,446	+ 0,2%
a_5	0,015	0,016	+ 2,8%	0,016	+ 2,8%

Struktur 5:

$$A_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P_{Ind} + a_3 TK_{dig} + a_4 SCHN + a_5 BSP + \mu$$

Schätzung der Regressionskoeffizienten:

Parameter Analyseintervall

	1952-1975	1952-1976	%-uale Abweichung	1952-1977	%-uale Abweichung
a_0	1554,00	1558,97	+ 0,3%	1434,04	- 7,7%
a_1	5,191	5,265	+ 1,4%	5,082	- 2,1%
a_2	-19,677	-19,945	+ 1,4%	-17,396	-11,6%
a_3	-14,676	-14,788	+ 0,8%	-15,133	+ 3,1%
a_4	544,163	538,265	- 1,1%	537,038	- 1,3%
a_5	0,011	0,011	0,0%	0,011	0,0%

6.2.2. Die Nadelstammholznachfrage

Struktur 3:

$$N_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P_{Sth}^{BRD} + a_3 P_{NSI} + a_4 P_Z + a_5 P_{Ru} + a_6 LB_{Sth,t-2} + a_7 SEM + a_8 WAB + \mu$$

Schätzung der Regressionskoeffizienten:

Parameter — Analyseintervall

	1952-1975	1952-1976	%-uale Abweichung	1952-1977	%-uale Abweichung
a_0	1327,60	1434,20	+ 8,0%	1413,50	+ 6,5%
a_1	-5,248	-5,377	+ 2,5%	-5,702	+ 8,6%
a_2	9,641	9,873	+ 2,4%	10,567	+ 9,6%
a_3	13,480	14,800	+ 9,8%	14,831	+10,0%
a_4	-10,286	-12,815	+24,6%	-12,460	+21,1%
a_5	6,645	7,811	+17,5%	7,348	+10,6%
a_6	(-0,015)	(-0,006)	-	(0,026)	-
a_7	644,759	637,552	- 1,1%	642,626	- 0,3%
a_8	5,444	5,388	- 0,1%	5,410	- 0,01%

Struktur 4:

$$N_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P_{Sth}^{BRD} + a_3 P_{NSI} + a_4 P_Z + a_5 P_{Ru} + a_6 SEM + a_7 WAB + \mu$$

Schätzung der Regressionskoeffizienten:

Parameter	Analyseintervall				
	1952-1975	1952-1976	%-uale Abweichung	1952-1977	%-uale Abweichung
a_0	1322,53	1440,60	+ 8,9%	1398,08	+ 5,7%
a_1	-5,225	-5,383	+ 3,0%	-5,737	+ 9,8%
a_2	9,581	9,895	+ 3,3%	10,556	+10,2%
a_3	13,484	14,798	+ 9,7%	14,832	+10,0%
a_4	-10,336	-12,806	+12,4%	-12,453	+12,0%
a_5	6,717	7,786	+15,9%	7,417	+11,0%
a_6	646,085	636,967	- 1,4%	646,278	+ 0,03%
a_7	5,435	5,391	- 0,01%	5,400	- 0,01%

6.2.3. Die Nadelstammholzexporte

Struktur 1:

$$EX_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P^{I}_{Sth} + a_3 L_{tr} + a_4 EX'Fö'Ma + a_5 Q + \mu$$

Schätzung der Regressionskoeffizienten:

Parameter Analyseintervall

	1952-1975	1952-1976	%-uale Abweichung	1952-1977	%-uale Abweichung
a_0	(-13,152)	(-5,218)	-	(-14,918)	-
a_1	(-0,608)	(-0,661)	-	(-0,335)	-
a_2	1,684	1,658	- 1,2%	(1,278)	-
a_3	-26,705	-24,479	- 8,3%	-20,232	-24,4%
a_4	87,498	88,496	+ 1,1%	94,766	+ 8,3%
a_5	0,844	0,885	+ 4,9%	0,937	+11,0%

Struktur 2:

$$EX_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P^{I}_{Sth} + a_3 L_{trb} + a_4 EX'Fö'Ma + a_5 BSP_{I} + \mu$$

Schätzung der Regressionskoeffizienten:

Parameter Analyseintervall

	1952-1975	1952-1976	%-uale Abweichung	1952-1977	%-uale Abweichung
a_0	76,265	(29,049)	-	(15,963)	-
a_1	-1,336	-1,052	-21,2%	-1,041	-22,1%
a_2	(0,103)	(0,637)	-	0,930	-
a_3	-25,088	-42,205	+68,2%	-46,199	+84,1%
a_4	38,026	45,082	+18,6%	47,242	+24,2%
a_5	0,0044	0,0036	-17,3%	0,0033	-23,7%

Die grossen quantitativen Unterschiede aller Regressionskoeffizienten bei einer Verlängerung des Schätzintervalls um eine bzw. um zwei Stichproben in Struktur 2 kann, wie bei den ex post-Prognosen dieser Struktur bereits erwähnt wurde, auf die starke inflationsbedingte Aufblähung des italienischen Bruttosozialproduktes in den Jahren 1976/77 zurückgeführt werden.

Führt man die Regression mit den "inflationsbereinigten" Werten des italienischen Bruttosozialproduktes durch (dabei wird eine "normale" jährliche Inflationsrate von 4% toleriert[1]), so erhält man für die verschiedenen Schätzintervalle die folgenden Regressionskoeffizienten, die wesentlich geringere Abweichungen aufweisen:

Parameter	Analyseintervall				
	1952-1975	1952-1976	%-uale Abweichung	1952-1977	%-uale Abweichung
a_0	76,265	67,993	-10,8%	65,428	-14,2%
a_1	-1,336	-1,282	- 4,0%	-1,284	- 3,9%
a_2	(0,103)	(0,200)	-	(0,271)	-
a_3	-25,088	-29,591	+17,9%	-30,979	+23,5%
a_4	38,026	39,087	+ 2,8%	39,639	+ 4,2%
a_5	0,0044	0,0042	- 4,5%	0,0041	- 6,1%

[1] Vgl. dazu die Ausführungen S. 210 f.

6.2.4. Die Nadelstammholzimporte

Struktur 1:

$$IM_{Sth} = a_0 + a_1 P_{Sth} + a_2 P^{BRD}_{Sth} + a_3 LB_{Sth,t-1} + a_4 WAB + a_5 IM_{Sth,t-1} + a_6 SCHN\ 67 + \mu$$

Schätzung der Regressionskoeffizienten:

Parameter — Analyseintervall

	1952-1975	1952-1976	%-uale Abweichung	1952-1977	%-uale Abweichung
a_0	127,313	123,853	- 2,7%	119,298	- 6,3%
a_1	(0,766)	(0,682)	-	(0,616)	-
a_2	(-1,088)	(-1,005)	-	(-0,878)	-
a_3	(-0,147)	(-0,140)	- 4,8%	-0,143	- 2,7%
a_4	1,543	1,549	+ 0,004%	1,526	- 1,1%
a_5	0,577	0,584	+ 1,2%	0,589	+ 2,1%
a_6	(-42,860)	(-38,665)	-	(-37,573)	-

6.2.5. Das Industrieholzangebot

Struktur 2:

$$A_{Ind} = a_0 + a_1 P_{Ind} + a_2 P_{Sth} + a_3 P_{Br} + a_4 L_{trb} + a_5 SCHN + \mu$$

Schätzung der Regressionskoeffizienten:

Parameter Analyseintervall

	1955-1975	1955-1976	%-uale Abweichung	1955-1977	%-uale Abweichung
a_0	(-97,240)	(-14,779)	-	(26,783)	-
a_1	21,118	26,524	+25,6%	27,645	+30,9%
a_2	(4,551)	(2,987)	-	(2,651)	-
a_3	-28,435	-33,140	+16,5%	-34,767	+22,2%
a_4	-166,097	-148,873	-10,4%	-145,587	-13,3%
a_5	133,128	126,443	- 5,0%	125,222	- 5,9%

Struktur 3:

$$A_{Ind} = a_0 + a_1 P_{Ind} + a_2 P_{Br} + a_3 L_{trb} + a_4 SCHN + \mu$$

Schätzung der Regressionskoeffizienten:

Parameter Analyseintervall

	1955-1975	1955-1976	%-uale Abweichung	1955-1977	%-uale Abweichung
a_0	(132,425)	(129,539)	-	(145,538)	-
a_1	33,225	33,061	- 0,5%	33,411	- 0,6%
a_2	-37,151	-36,868	- 0,8%	-37,770	+ 1,7%
a_3	-162,583	-165,701	+ 1,9%	-163,729	+ 0,7%
a_4	118,737	119,101	+ 0,3%	116,651	- 1,6%

Struktur 4:

$$A_{Ind} = a_0 + a_1 P_{Ind} + a_2 P_{Sth} + a_3 P_{Br} + a_4 L_{tr} + a_5 SCHN + a_6 BSP + \mu$$

Schätzung der Regressionskoeffizienten:

Parameter Analyseintervall

	1955-1975	1955-1976	%-uale Abweichung	1955-1977	%-uale Abweichung
a_0	-578,217	-572,435	- 1,0%	-567,155	- 1,9%
a_1	(8,226)	(6,202)	-	(6,335)	-
a_2	2,348	2,503	+ 6,6%	2,504	+ 6,6%
a_3	(0,914)	(2,850)	-	(2,554)	-
a_4	-138,824	-138,209	- 0,4%	-139,945	+ 0,8%
a_5	97,463	93,585	- 4,0%	95,059	- 2,5%
a_6	0,0042	0,0044	+ 3,9%	0,0043	+ 2,7%

6.2.6. Die Industrieholznachfrage

Struktur 1:

$$N_{Ind} = a_0 + a_1 P_{Ind} + a_2 P_R + a_3 BSP + a_4 LB_{Ind,t-1} + \mu$$

Schätzung der Regressionskoeffizienten:

Parameter	Analyseintervall				
	1952-1975	1952-1976	%-uale Abweichung	1955-1977	%-uale Abweichung
a_0	477,243	418,372	-12,3%	408,459	-14,4%
a_1	-16,552	-13,805	-16,6%	-12,080	-27,0%
a_2	26,469	22,474	-15,1%	19,082	-27,9%
a_3	0,005	0,005	+ 1,1%	0,005	+ 2,3%
a_4	(0,108)	(0,134)	-	(0,128)	-

Struktur 4:

$$N_{Ind} = a_0 + a_1 P_{Ind} + a_2 P_R + a_3 BEV + \mu$$

Schätzung der Regressionskoeffizienten:

Parameter	Analyseintervall				
	1952-1975	1952-1976	%-uale Abweichung	1952-1977	%-uale Abweichung
a_0	-1220,5	-1256,4	+ 2,9%	-1291,9	+ 5,9%
a_1	-3,937	(-2,617)	-	(-1,029)	-
a_2	12,849	10,661	-17,0%	(7,512)	-
a_3	0,303	0,306	+ 1,0%	0,311	+ 2,6%

Die grossen Unterschiede der einzelnen Regressionskoeffizienten bei Verlängerung des Schätzintervalls bestätigen die Vermutung eines Strukturbruchs in der Nachfragegleichung für Industrieholz, die bereits bei den ex post-Prognosen ausführlich diskutiert wurde.[1)]

[1)] Vgl. dazu S. 213 - 216

7. DIE AGGREGATION VON OEKONOMISCHEN BEZIEHUNGEN

Als Exkurs wird in diesem Kapitel die Aggregationsproblematik zur Sprache kommen. Die Ausführungen beziehen sich dabei in erster Linie auf die Theorie von Theil,[1] der sich sehr intensiv mit dem Aggregationsproblem auseinandergesetzt hat.

In Abschnitt 7.3. dieses Kapitels schliesslich werden die Probleme aufgezeigt, die sich bei der Konstruktion eines Holzmarktmodells bezüglich der Aggregation ergeben haben. Da von verschiedenen industrieholzverarbeitenden Betrieben Zahlenreihen vorliegen, kann anhand eines konkreten Beispiels aus der Holzwirtschaft auf die Höhe des Aggregationsbias geschlossen werden.

7.1. Einführung in die Aggregationsproblematik

In der theoretischen und angewandten Oekonometrie ist die Aggregationsproblematik ein sehr vielschichtiges und häufig diskutiertes Problem: Praktisch in allen empirischen Arbeiten wird bei der Modellspezifikation von der Mikrotheorie ausgegangen, d.h. man versucht meistens das Verhalten eines einzelnen Haushalts oder einer einzelnen Unternehmung im Modell zu erfassen. Bei der empirischen Modellanalyse, also beim Schätzen der aufgestellten ökonomischen Beziehungen und beim Testen der auf der Mikrotheorie basierenden Hypothesen, wird dann allerdings fast ausschliesslich von der Makroebene ausgegangen. Dies geschieht v.a. deshalb, weil dem Empiriker vorwiegend nur aggregierte Daten zur Verfügung stehen. Zudem ist es praktisch ausgeschlossen, für jedes einzelne Wirtschaftssubjekt bestimmte ökonomische Beziehungen empirisch zu überprüfen und zu quantifizieren.

Wird von einem sog. Aggregationsfehler gesprochen, "so versteht man darunter jene Fehlspezifikation einer makroökonomischen Gleichung, die daher rührt, dass bei ihrer Aufstellung und Begründung von entsprechenden mikroökonomischen Gleichungen ausgegangen wird und deren Form dann unverändert für die makroökonomische Beziehung übernommen wird."[2]

---

[1] Theil, Henry: Principles of Econometrics; John Wiley, 1971; p. 556 ff.

[2] Zitiert aus: Schneeweiss, H.: Oekonometrie; 2. Auflage, Physica Verlag, Würzburg-Wien, 1974; S. 155

Um einen solchen Analogieschluss von der Mikro- zur Makrotheorie überhaupt rechtfertigen zu können, muss meiner Meinung nach die Konsistenzeigenschaft der beiden Theorien unbedingt erfüllt sein, d.h. Mikro- und Makrotheorie müssen einander bezüglich der auftretenden Regressoren sowie auch bezüglich dem erwarteten Vorzeichen der jeweiligen Parameter entsprechen. Nach dieser Definition verhalten sich Mikro- und Makrotheorie dann nicht konsistent zueinander, wenn beispielsweise die Nachfrage von einzelnen Wirtschaftssubjekten nach einem bestimmten Gut positiv korreliert ist mit dem persönlich verfügbaren Einkommen, andererseits jedoch auf Makroebene das gleiche Gut mit steigendem Volkseinkommen weniger nachgefragt wird. Die Konsistenz von Mikro- und Makrotheorie ist in einem solchen Falle nicht gewährleistet.

Wenn von Aggregation schlechthin gesprochen wird, muss vorerst einmal genau umschrieben werden, was darunter zu verstehen ist:

- Die Aggregation kann erstens einmal aufgliedert werden nach der mathematischen Form der zugrundeliegenden Beziehungen, d.h. die Aggregation kann bei Linearität und bei Nichtlinearität untersucht werden. In diesem kurzen Exkurs werde ich mich auf die Aggregation bei linearen Beziehungen beschränken müssen.

- Zweitens kann die Aggregation unterschieden werden nach dem Objekt, über welches aggregiert wird. Es kann somit differenziert werden zwischen der Aggregation über Wirtschaftssubjekte und der Aggregation über Güter oder Sortimente.

- Schliesslich bleibt noch die zeitliche Aggregation zu erwähnen, die jedoch in dieser Studie nur am Rande tangiert wird. Es sei deshalb diesbezüglich auf die Spezialliteratur verwiesen.[1)]

[1)] Vgl. dazu etwa:- Engle, R.F. and Ta-Chung, L.: Effects of Aggregation over Time on Dynamic Characteristics of an Econometric Model; in: Hickmann, B.C. (ed.): Econometric Models of Cyclical Behaviour, New York-London, 1972. Dabei wird die Auswirkung der Aggregation über die Zeit auf die Schätzung von Distributed-Lag-Modellen untersucht. Die theoretischen Aussagen werden anschliessend anhand eines ökonometrischen Modells der US-Wirtschaft empirisch überprüft.
- Geweke, J.: Temporal Aggregation in the Multiple Regression Model; in: Econometrica, Vol. 46. No. 3, 1978; pp. 643-661
- Wei, W.: The Effect of Temporal Aggregation on Parameter Estimation in Distributed-Lag-Model; in: Journal of Econometrics 8, 1978; pp. 237-246

Es wird nun vorerst der Aggregationsfehler, der durch Aufsummierung oder durch Durchschnittsbildung der einzelnen Mikrobeziehungen entstehen kann, gemäss dem Vorgehen von Theil erklärt.

7.2. Die Herleitung des Aggregationsfehlers bei linearen ökonomischen Beziehungen

Die Ueberführung einer Mikrorelation in eine Makrobeziehung ist Gegenstand der Aggregationstheorie. Deshalb soll an dieser Stelle der Frage nachgegangen werden, welcher Fehler bei der Ableitung einer gesamtwirtschaftlichen (Makro)-Nachfragekurve aus einem mikroökonomischen Optimierungskalkül entstehen kann. Dieser durch die Aggregation induzierte Fehler soll in Anlehnung an die Spezialliteratur zukünftig "Aggregationsbias" genannt werden.

7.2.1. Die Mikrobeziehungen

Ausgangspunkt der Betrachtung ist die folgende, aus der Mikroökonomie abgeleitete Nachfragegleichung für das i-te Wirtschaftssubjekt:

$$(1)\quad \vec{y}_i = X_i\vec{\beta}_i + \vec{\varepsilon}_i \qquad i = 1, \ldots, N$$

Dabei sind:

$\vec{y}_i$	= (Tx1)	-	Spaltenvektor (Regressand)
X_i	= (TxK)	-	Regressorenmatrix
$\vec{\beta}_i$	= (Kx1)	-	Spaltenvektor (Parametervektor)
$\vec{\varepsilon}_i$	= (Tx1)	-	Spaltenvektor (Störglied)

$T = 1, \ldots, t$: bezeichnet den Beobachtungszeitraum

$k = 1, \ldots, K$: bezeichnet die Regressoren

Es wird vorausgesetzt, dass Verhaltensgleichung (1) für alle N Wirtschaftssubjekte zutrifft. Weiter wird unterstellt, dass sich die Anzahl dieser Wirtschaftssubjekte in der Beobachtungsperiode nicht ändert. Es treten somit weder neue Wirtschaftssubjekte dem Markt bei, noch verlassen Wirtschaftssubjekte den Markt; N bleibt konstant.

Gleichung (1) kann jetzt auch wie folgt ausgeschrieben werden:

$$\begin{bmatrix} y_{1i} \\ y_{2i} \\ \vdots \\ y_{ti} \\ \vdots \\ y_{Ti} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_{11i} & x_{12i} & \cdots & x_{1hi} & \cdots & x_{1Ki} \\ x_{21i} & x_{22i} & \cdots & x_{2hi} & \cdots & x_{2Ki} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ x_{t1i} & x_{t2i} & \cdots & x_{thi} & \cdots & x_{tKi} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ x_{T1i} & x_{T2i} & \cdots & x_{Thi} & \cdots & x_{TKi} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \beta_{1i} \\ \beta_{2i} \\ \vdots \\ \beta_{hi} \\ \vdots \\ \beta_{Ki} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \\ \vdots \\ \varepsilon_{ti} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Ti} \end{bmatrix}$$

i = 1, ..., N : bezeichnet die Wirtschaftssubjekte

t = 1, ..., T : bezeichnet den Stichprobenraum (Anzahl Perioden)

h = 1, ..., K : bezeichnet die Regressoren

Bei der ersten Spalte der Regressorenmatrix X handelt es sich um das konstante Glied, bei der zweiten Spalte um den ersten Regressor usw.

Bei diesem Mikromodellansatz sollen die üblichen Annahmen des klassischen Modells der Normalregression gelten.[1)]

Die Parametervektoren $\vec{\beta}_1, \ldots, \vec{\beta}_N$ der N Haushalte können nun in eine (K x N)-Matrix eingeordnet werden:

$$(2) \quad \left[\vec{\beta}_1 \; \vec{\beta}_2 \; \cdots \; \vec{\beta}_N \right] = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \cdots & \beta_{1N} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \cdots & \beta_{2N} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \beta_{K1} & \beta_{K2} & \cdots & \beta_{KN} \end{bmatrix}$$

Bei der ersten Reihe dieser Matrix handelt es sich jeweils um den Parameter des konstanten Gliedes; bei der zweiten Reihe um den Parameter vor dem ersten Regressor der N Haushalte usw.

---

1) Vgl. etwa Johnston, J.: Econometric Methods; second edition, Mc Graw-Hill, New York, 1960, p.121 ff.

7.2.2. Die Makrobeziehungen

Durch Aufsummierung der einzelnen Mikrobeziehungen kann nun eine Makrorelation hergeleitet werden. Es kann beispielsweise versucht werden, die Gesamtnachfrage einer Volkswirtschaft nach einem bestimmten Gut zu erklären. Zu diesem Zwecke werden die Gleichungen (3) und (4) definiert:[1)]

$$(3) \quad \vec{y} = \sum_{i=1}^{N} \vec{y}_i$$

$$(4) \quad X = \sum_{i=1}^{N} X_i$$

Auf diese Weise erhält man aus den N x (K+1) Mikrovariablen (K+1) Makrovariable. Die aggregierte Makrobeziehung kann jetzt wie folgt formuliert werden:

$$(5) \quad \vec{y} = \sum_{i=1}^{N} X_i \vec{\beta}_i + \sum_{i=1}^{N} \vec{\epsilon}_i$$

Dieser Ausdruck lässt sich leicht in Gleichung (6) transformieren:

$$(6) \quad \vec{y} = \begin{bmatrix} X_1 \dots X_i \dots X_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \vec{\beta}_1 \\ \vec{\beta}_2 \\ \vdots \\ \vec{\beta}_N \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{N} \vec{\epsilon}_i$$

Aus dieser Gleichung wird sofort ersichtlich, dass der Regressand $\vec{y}$ durch alle (K x N) Mikrovariablen sowie durch sämtliche Mikroparameter, falls diese für alle i verschieden sind, bestimmt wird. Bei Gleichheit aller Mikroparametervektoren $\vec{\beta}_1 = \vec{\beta}_2 = \dots = \vec{\beta}_N$ gibt es kein Aggregationsproblem mehr. Man erhält dann die folgende einfache Regressionsgleichung:

$$(7) \quad \vec{y} = \sum_{i=1}^{N} X_i \vec{\beta} + \sum_{i=1}^{N} \vec{\epsilon}_i \qquad i = 1,\dots,N$$

Dieser Spezialfall trifft jedoch in der Wirklichkeit kaum jemals zu.

Wird jetzt eine Regression von $\vec{y}$ auf X durchgeführt, so erhält man den üblichen OLS-Koeffizientenvektor des aggregierten Modells, der in Gleichung (8) definiert wird:

---

1) Eine andere Möglichkeit, von der Theil Gebrauch gemacht hat (vgl. Theil: Principles of Econometrics, p. 557), ist das arithmetische Mittel $\bar{y}$ bzw. $\bar{X}$ der jeweiligen Mikrowerte zu bilden.

$$(8) \quad \hat{\vec{b}} = (X'X)^{-1} X'\vec{y}$$

Die Beziehungen zwischen den Mikro- und den Makroparametern müssen etwas genauer analysiert werden. Zu diesem Zwecke wird $\vec{y}$ in Gleichung (8) durch Ausdruck (6) ersetzt, wobei angenommen wird, dass der Erwartungswert des Störgliedes $E(\vec{\varepsilon}_i)$ gleich Null ist. Für den Erwartungswert des OLS-Koeffizientenvektors $\vec{b}$ lässt sich sodann Beziehung (9) aufstellen:

$$(9) \quad E(\hat{\vec{b}}) = (X'X)^{-1} X' \left[X_1 \ \ldots \ X_i \ \ldots \ X_N\right] \begin{bmatrix} \vec{\beta}_1 \\ \vec{\beta}_2 \\ \vdots \\ \vec{\beta}_N \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^{N} A_i \vec{\beta}_i \quad 1)$$

Die Matrix A_i entspricht dabei:

$$(10) \quad A_i = (X'X)^{-1} X' (X_i) \qquad i = 1, \ldots, N$$

Bei dieser (K x K) - Matrix handelt es sich um die Koeffizientenmatrix der Hilfsregressionen oder um die Hilfskoeffizientenmatrix, denn aus Gleichung (10) erhält man leicht Beziehung (11):

$$(11) \quad X_i = X A_i + U_i \qquad i = 1, \ldots, N$$

U_i ist dabei die entsprechende Residualmatrix. Man sieht sofort, dass in dieser sog. Hilfsregression sämtliche erklärende Mikrovariablen zu Regressanden werden, die durch sämtliche erklärende Makrovariablen bestimmt werden. Dieses

---

1) Aus Gleichung (9) erkennt man leicht, dass der OLS-Schätzwert für den Makroparameter $\hat{\vec{b}}$ nicht erwartungstreu ist. Der Erwartungswert ist vielmehr abhängig von sämtlichen Regressoren X_k und von allen Mikroparametern $\vec{\beta}_i$. Mit Hilfe des "Konvergenz-Approaches" von Theil (Theil,H.: Principles of Econometrics, pp. 570-573) kann allerdings die Konsistenz von $\hat{\vec{b}}$ gewährleistet werden, wenn unterstellt wird, dass die $\vec{\beta}_i$ Zufallsziehungen aus einer von den Regressoren X unabhängigen Grundgesamtheit mit festem Erwartungswert von $\vec{\beta}$ und fester Kovarianzmatrix V sind.

Der "Konvergenz-Approach" ist jedoch nur für die Aggregation über Wirtschaftssubjekte ein geeigneter Lösungsversuch. Bei der Aggregation über Gütergruppen bzw. über Sortimente ist die Anwendung des "Konvergenz-Approaches" äusserst fragwürdig, weil die unterstellten Annahmen bezüglich der Mikroparameter $\vec{\beta}_i$ nicht mehr zutreffen dürften. Die $\vec{\beta}_i$ sind nämlich in diesem Falle kaum mehr Realisationen ein und derselben Zufällsvariablen.

Vorgehen besitzt jedoch nur eine rein formale Bedeutung; es darf ihm keine ökonomische Relevanz zugeordnet werden.

Etwas deutlicher wird diese Beziehung, wenn Gleichung (11) in skalarer Form geschrieben wird:

$$(12) \quad x_{thi} = \sum_{k=1}^{K} a_{hki}\, x_{tk} + \mu_{thi}$$
$$= a_{1hi}\, x_{t1} + a_{2hi}\, x_{t2} + \ldots + a_{Khi}\, x_{tK} + \mu_{thi}$$

Zum besseren Verständnis soll an dieser Stelle die Hilfskoeffizientenmatrix A_i in expliziter Form aufgestellt werden. Dies ist v.a. deshalb nützlich, weil im anschliessenden Beispiel wieder auf diese Hilfskoeffizientenmatrix zurückgegriffen werden muss.

$$(13) \quad A_i = \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} \cdots a_{1hi} \cdots a_{1Ki} \\ a_{21i} & a_{22i} \cdots a_{2hi} \cdots a_{2Ki} \\ \vdots & \vdots \quad\quad \vdots \quad\quad \vdots \\ a_{h1i} & a_{h2i} \cdots a_{hhi} \cdots a_{hKi} \\ \vdots & \vdots \quad\quad \vdots \quad\quad \vdots \\ a_{K1i} & a_{K2i} \cdots a_{Khi} \cdots a_{KKi} \end{bmatrix}$$

In der ersten Spalte dieser A_i-Matrix findet man die Hilfskoeffizienten der Regression von den Mikrovariablen x_{1i} auf die Makrovariablen x_1 bis x_K.

Der Vollständigkeit halber sei noch hinzugefügt, dass sich die einzelnen Hilfskoeffizientenmatrizen A_i (i = 1, ..., N) zu einer (K x K) - Einheitsmatrix aufaddieren:

$$(14) \quad \sum_{i=1}^{N} A_i = (X'X)^{-1} X' \left(\sum_{i=1}^{N} X_i\right) = (X'X)^{-1} X'X = I$$

Aus dieser Beziehung folgt für die einzelnen Hilfskoeffizienten notwendigerweise:

$$(15) \quad \sum_{i=1}^{N} a_{hki} = 1, \quad \text{wenn } h = k$$
$$= 0, \quad \text{wenn } h \neq k$$

Andererseits ergibt die Summe der Residualmatrizen $U_1, \ldots, U_N$ erwartungsgemäss eine (T x K) - Nullmatrix:

$$(16) \quad \sum_{i=1}^{N} U_i = \left[I - X(X'X)^{-1} X'\right] \sum_{i=1}^{N} X_i = \left[I - X(X'X)^{-1} X'\right] X = 0$$

7.2.3. Korrespondierende und nicht-korrespondierende Parameter

Es muss jetzt noch der Begriff der korrespondierenden bzw. der nicht-korrespondierenden Parameter eingeführt werden. Betrachtet man den Makroparameter b_h, so werden die Mikroparameter $\beta_{h1}, \ldots, \beta_{hN}$ als entsprechende bzw. als korrespondierende Mikroparameter und alle übrigen Mikroparameter $\beta_{k1}, \ldots, \beta_{kN}$ ($k \neq h$) als nicht-korrespondierende Mikroparameter bezeichnet.

Aus Gleichung (9) erkennt man deutlich, dass der Erwartungswert der Schätzfunktion für den Makroparameter b von sämtlichen Mikroparametern, also sowohl von den korrespondierenden wie auch von den nicht-korrespondierenden Parametern, abhängt. Weiter ist der Erwartungswert von b auch von sämtlichen Mikrovariablen abhängig, weil nämlich die Hilfskoeffizienten, die sich aus der Hilfsregression ergeben haben, von diesen Mikrovariablen determiniert werden.[1)]

Diese Ausführungen werden noch deutlicher, wenn Gleichung (9) in skalarer Form geschrieben wird. Man erhält in diesem Falle die folgende Beziehung:

$$(17) \quad E(\hat{b}_h) = \underbrace{\sum_{i=1}^{N} a_{hhi}\, \beta_{hi}}_{\text{korrespondierende}} + \underbrace{\sum_{k \neq h}^{K} \left(\sum_{i=1}^{N} a_{hki}\, \beta_{ki} \right)}_{\text{nicht-korrespondierende Mikroparameter}}$$

1) Theil bezeichnet diese Hilfskoeffizienten auch als "Gewichte". Allerdings handelt es sich dabei nicht um gewöhnliche Gewichte, weil diese nicht notwendigerweise nicht-negativ sein müssen.
Weiter oben wurde schon festgehalten, dass sich die "Gewichte" der korrespondierenden Mikroparameter zu 1 aufaddieren, während die Summe aller "Gewichte" der nicht korrespondierenden Mikroparameter Null ergibt.

7.2.4. Zwei Spezialfälle

Zwei Spezialfälle, deren Kenntnis bei der späteren Analyse von grossem Nutzen sein wird, müssen nun noch etwas näher betrachtet werden.

1. Fall: Es wird angenommen, dass für alle Wirtschaftssubjekte der Mikroparameter β_k gleich ist (z.B. der Regressionskoeffizient vor dem Einkommen). Dann beeinflussen die nicht-korrespondierenden Mikrokoeffizienten β_k die Makrokoeffizienten b_h $(h \neq k)$ nicht. Dies folgt aus der Tatsache, dass die Summe $\sum_{i=1}^{N} a_{hki}$ für $h \neq k$ gleich Null ist, sodass der zweite Term von Gleichung (17) für den k-ten Regressor ebenfalls gleich Null ist, da der Parameter β_{ki} für alle Wirtschaftssubjekte gleich bleibt. Die Summe $\sum_{i=1}^{N} a_{hki}\ \beta_{ki}$ kann auch als Kovarianz betrachtet werden, und zwar weil $\sum_{i=1}^{N} a_{hki}$ Null ergibt. Wenn nun β_{ki} über alle i denselben Wert annimmt, so ist die Kovarianz gleich Null und der Einfluss dieses nicht-korrespondierenden Parameters verschwindet.

2. Fall: In diesem Fall wird angenommen, dass die Mikrovariablen x_{ki} $(k = 1,\ldots, K)$ und $(i = 1,\ldots, N)$ der N Wirtschaftssubjekte alle genau gleich oder aber eine exakte lineare Funktion der Makrovariablen x_k sind. Dann reduziert sich die Hilfsregression in Gleichung (12) auf

$$x_{tki} = a_{kki}\, x_{tk} \tag{18}$$

Die Hilfskoeffizienten a_{hki} für $h \neq k$ verschwinden in diesem Fall. Die Kovarianz von $\sum_{i=1}^{N} a_{hki}\ \beta_{ki}$ ist wiederum gleich Null. Die Hilfskoeffizientenmatrix nimmt jetzt die folgende Form an:

$$A_i = \begin{bmatrix} a_{11i} & \cdots & a_{1ki} & \cdots & a_{1Ki} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ a_{k1i} & \cdots & a_{kki} & \cdots & a_{kKi} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ a_{K1i} & \cdots & a_{Kki} & \cdots & a_{KKi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ 0 & \cdots & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix} \tag{19}$$

Aus dieser Matrix wird deutlich, dass die Makroparameter b_h $(h \neq k)$ von den nicht-korrespondierenden Mikroparametern β_{ki} nicht beeinflusst werden.

Als Folge von Fall 2 ist deshalb auch der Umstand zu verstehen, dass die Makroparameter b_k (k = 2, ..., K) von den Mikroparametern β_{1i} - wobei β_{1i} hier für den Parameter des konstanten Gliedes steht - nicht beeinflusst werden können, weil die einzelnen Mikrowerte x_{1i} (konstantes Glied) einander gleich sind.

Dieser Spezialfall muss bei der Diskussion des folgenden Beispiels berücksichtigt werden.

7.2.5. Der Aggregationsbias

Zur Erklärung des Aggregationsbias und für die weitere Analyse lohnt es sich, Gleichung (17) wie folgt umzuformulieren:

$$(20) \quad E(\hat{b}_h) = 1/N \sum_{i=1}^{N} \beta_{hi} + \sum_{i=1}^{N} (a_{hhi} - 1/N)\, \beta_{hi} + \sum_{k \neq h}^{K} \left(\sum_{i=1}^{N} a_{hki}\, \beta_{ki} \right)$$

Die Abweichung des Erwartungswertes des geschätzten Makroparameters $\hat{b}_h$ vom arithmetischen Mittel der korrespondierenden Mikroparameter $\beta_{h1}, \ldots, \beta_{hN}$ entspricht dem sog. Aggregationsbias des Makroparameters $\hat{b}_h$. Es handelt sich dabei um den Fehler, der durch die Aufsummierung der individuellen Nachfragefunktionen auf eine globale aggregierte Nachfragefunktion entstanden ist.

Dieser Aggregationsbias kann unterteilt werden in den Teil der Verzerrung, der durch die korrespondierenden Mikroparameter verursacht wird (2. Term von Gleichung (20)) sowie in den Teil, der durch die nicht-korrespondierenden Mikroparameter determiniert wird (3. Term).

7.3. Ein Beispiel zur linearen Aggregation

Theil[1] hat zur Erklärung und Quantifizierung des Aggregationsbias ein Beispiel anhand der Grunfeld'schen Investitionstheorie konstruiert. Dabei schätzte er für 10 amerikanische Aktiengesellschaften in der Periode 1935-1954 die ent-

---

[1] Theil, H.: Principles of Econometrics; p. 562 ff.

sprechenden Investitionsfunktionen.[1] Schliesslich hat er auch die über die 10 Gesellschaften aggregierte Beziehung geschätzt, die er durch die Verwendung von Durchschnittswerten erhalten hat. Mit Hilfe der theoretischen Grundkenntnisse über die Aggregationstheorie, die im vorhergehenden Abschnitt erarbeitet wurde, konnte er endlich die Höhe des Aggregationsbias genau quantifizieren und zu interpretieren versuchen. Dazu sei nochmals auf die ausführliche Darstellung in Theil's "Principles of Econometrics"[2] hingewiesen.

An dieser Stelle möchte ich, wie bereits erwähnt, ein eigenes, aus der Holzwirtschaft entnommenes Beispiel bezüglich der linearen Aggregation kurz diskutieren. Es hat sich im Verlaufe der empirischen Analyse über den schweizerischen Holzmarkt gezeigt, dass ich mich v.a. mit der Aggregation über Wirtschaftssubjekte (holzbe- und holzverarbeitende Industrien, Waldbesitzer) und über einzelne Sortimente (Nadel-/Laubholz, Papier/Span- und Faserplattenholz) zu befassen hatte. Es war dabei mein Hauptanliegen, das Industrieholzmarktmodell stärker zu disaggregieren und in ein Modell für Papierholz einerseits sowie für Span- und Faserplattenholz andererseits aufzugliedern. Der Grund für dieses beabsichtigte Vorgehen liegt darin, dass eine Aggregation über diese Holzsortimente[3] nicht unproblematisch ist, weil auf den beiden Teilmärkten unterschiedliche Elastizitäten[4] vorherrschen dürften. Noch stärker ins Ge-

---

[1] Folgende Investitionsfunktion wurde der empirischen Ueberprüfung zugrundegelegt: $I = \beta_o + \beta_1 F_{t-1} + \beta_2 C_{t-1} + \varepsilon$

Dabei bedeuten: I = Bruttoinvestitionen
F_{t-1} = Marktwert der Firma (gemessen durch das bewertete Grundkapital der Vorperiode)
C_{t-1} = Kapitalstock der Vorperiode
ε = Störterm

[2] Theil, H.: Principles of Econometrics; p. 562 ff.

[3] Die Abgrenzung dieser beiden Holzsortimente (Papier- und Zellstoffholz sowie Span- und Faserplattenholz) ist allerdings nicht eindeutig. Waldindustrieholz 1. Klasse kann sowohl in der Papier- und Zellstoffindustrie wie auch in der Span- und Faserplattenindustrie verarbeitet werden.

[4] Für reine Prognosemodelle sind ungleiche Elastizitäten auf den beiden Teilmärkten kein Grund zur Disaggregation. Die Tatsache jedoch, dass die Politiker eher an wirtschaftspolitischen Simulationen als an langfristigen Prognosen interessiert sind, spricht doch für eine Disaggregation des Industrieholzmarktmodells, wenn ungleiche Elastizitäten auf den zwei Teilmärkten vermutet werden.

wicht dürfte jedoch die Tatsache fallen, dass den beiden Teilmodellen (Papierholzmarktmodell und Marktmodell für Span- und Faserplattenholz) kaum dieselbe Regressorenmatrix zugeordnet werden kann.

Da einige "mikroökonomische" Daten für diese Studie zur Verfügung gestellt worden sind, ist es möglich, die Nachfrage von drei verschiedenen holzverarbeitenden Industrien zu schätzen und den Aggregationsbias gemäss dem Vorgehen von Theil zu quantifizieren.

Zu diesem Zweck wird unterstellt, dass für die drei Industrien die folgende, relativ einfache Nachfragefunktion gültig ist:

$$(21)\quad N_{Ind,i} = \beta_{0i} + \beta_{1i} P_{Ind} + \beta_{2i} P_R + \beta_{3i} BSP + \beta_{4i} LB_{Ind,t-1,i} + \varepsilon_i$$

wobei $i = 1,2,3$

Dabei bedeuten:

N_{Ind}	=	Industrieholznachfrage
P_{Ind}	=	Industrieholzpreis
P_R	=	Restholzpreis
BSP	=	Bruttosozialprodukt
$LB_{Ind,t-1}$	=	Industrieholzlagerbestand der Vorperiode
ε	=	Störterm

Für diese drei Industrien werden schliesslich die jeweiligen individuellen Nachfragefunktionen mit Hilfe von OLS für die Periode 1956 - 1976 geschätzt. Die entsprechenden Mikroparameter (OLS-Schätzwerte) sind in Tabelle 1 festgehalten.[1)] Die Standardabweichung dieser geschätzten Koeffizienten findet man in Klammern angegeben. In Spalte (6) von Tabelle 1 sind noch die jeweiligen multiplen Bestimmtheitskoeffizienten aufgeführt.

[1)] Fussnote 1) siehe S. 238

Tabelle 1: Mikroparameter und Bestimmtheitskoeffizienten

Parameter / Industrie	β_{oi}	β_{1i}	β_{2i}	β_{3i}	β_{4i}	R^2
1	-39,6	-0,6100	2,3020	0,0013	-1,3821	0,982
	(14,1)	(0,3546)	(0,7532)	(0,0001)	(0,3140)	
2	226,7	-1,2092	9,5427	-0,00037	-0,7435	0,684
	(84,2)	(1,1160)	(2,6675)	(0,00030)	(0,2092)	
3	167,1	-1,8454	14,8900	-0,00062	-0,4021	0,582
	(107,4)	(1,6168)	(3,8328)	(0,00046)	(0,2037)	
Σ		-3,6645	26,7347	0,0031	-2,5277	

Als nächstes ist die aggregierte Beziehung oder die "Makro-Nachfragefunktion" zu schätzen, indem die Nachfrage über alle drei Industrien summiert wird:

$$(22)\quad N^a_{Ind} = \underset{(173,7)}{351,9} - \underset{(2,3986)}{2,7818}\, P_{Ind} + \underset{(5,7011)}{25,5573}\, P_R - \underset{(0,00066)}{0,000009}\, BSP + \underset{(0,1944)}{-0,5651}\, LB^a_{Ind,t-1}$$

$$R^2 = 0,748$$

---

1) Es geht in diesem Abschnitt nicht darum, die geschätzten Strukturen zu beurteilen und zu interpretieren, als vielmehr um die Quantifizierung des Aggregationsbias. Dennoch ist die Feststellung interessant, dass bei der ersten Industrie, einer Spanplattenindustrie, die Vorzeichen der Regressionskoeffizienten ausnahmslos den theoretischen Erwartungen entsprechen. Zudem sind alle Koeffizienten mit Ausnahme des Koeffizienten vor dem Industrieholzpreis ("Simultaneitätsbias" als Folge der bei der Schätzung eines interdependenten Systems nicht ganz korrekten OLS-Methode) signifikant von Null verschieden. Auch der multiple Bestimmtheitskoeffizient fällt mit 0,982 erfreulich hoch aus. Wesentlich schlechter erscheint die Schätzung bei den beiden anderen Industrien aus dem Bereiche der Papier- und Zellstoffindustrie. Das negative Vorzeichen des Parameters vor dem Bruttosozialprodukt und der relativ niedrige multiple Bestimmtheitskoeffizient geben eventuell einen Hinweis darauf, dass die entsprechenden "Mikro-Nachfragefunktionen" nicht exakt spezifiziert sind (Fehlen bestimmter relevanter Einflussfaktoren oder Berücksichtigung wenig representativer Regressoren; vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 3.4.). Diese drei Schätzungen scheinen also eine gewisse Bestätigung auf die Vermutung zu liefern, dass die Regressorenmatrix zur Erklärung der beiden Märkte nicht in beiden Teilmodellen dieselbe sein kann.

Das Symbol a über der Industrieholznachfrage N_{Ind} und über dem Lagerbestand der Vorperiode $LB_{Ind,t-1}$ bedeutet, dass lediglich über diese beiden Variablen die Summe gebildet werden musste. Der Industrieholzpreis P_{Ind}, der Restholzpreis P_R und das Bruttosozialprodukt BSP sind sowohl in den "Mikro-Nachfragefunktionen" wie auch in der "Makro-Nachfragefunktion" die gleichen Variablen mit denselben Werten.

Schliesslich sind in Tabelle 2 auf S.240 noch die sog. Hilfskoeffizienten oder "Gewichte" berechnet worden, die für die Bestimmung des Aggregationsbias erforderlich sind. Wie bereits erwähnt, bestehen die Hilfsregressionen aus der Schätzung der Beziehungen zwischen den Mikrovariablen zu allen Makrovariablen.

Weil der Industrieholzpreis P_{Ind}, der Restholzpreis P_R und das Bruttosozialprodukt BSP in allen Mikrogleichungen die gleichen Werte annehmen, betragen - wie im zweiten Spezialfall auf S. 234 f. festgehalten wurde - die Hilfskoeffizienten a_{11}, a_{22} und a_{33} genau 1, während die übrigen Hilfskoeffizienten dieser drei Variablen allesamt gleich Null sind. Aus diesem Grunde wird auch der Makroparameter b_4 (Parameter vor dem Lagerbestand der Vorperiode) von keinem der nicht-korrespondierenden Mikroparameter beinflusst werden. Der Lagerbestand der i-ten Unternehmung ist hingegen weder identisch noch proportional zum totalen Lagerbestand[1], sodass die restlichen Hilfskoeffizienten in Gleichung (26) nicht verschwinden.

Die 4 Hilfsregressionen haben folgendes Aussehen:

$$(23)\quad P_{Ind,i} = a_{01i} + a_{11i} P_{Ind} + a_{21i} P_R + a_{31i} BSP + a_{41i} LB^a_{Ind,t-1} + \mu$$

$$(24)\quad P_{R,i} = a_{02i} + a_{12i} P_{Ind} + a_{22i} P_R + a_{32i} BSP + a_{42i} LB^a_{Ind,t-1} + \mu$$

$$(25)\quad BSP_i = a_{03i} + a_{13i} P_{Ind} + a_{23i} P_R + a_{33i} BSP + a_{43i} LB^a_{Ind,t-1} + \mu$$

---

[1] Darunter ist der Lagerbestand zu verstehen, der sich durch Summation über die drei Industrien berechnen lässt.

$$(26)\quad LB_{Ind,t-1,i} = a_{04i} + a_{14i} P_{Ind} + a_{24i} P_R + a_{34i} BSP + a_{44i} LB^{a}_{Ind,t-1} + \mu$$

Tabelle 2: Hilfskoeffizienten aus den jeweiligen Hilfsregressionen

Koeffizienten / Industrie	a_{11}	a_{22}	a_{33}	a_{44}	a_{14}	a_{24}	a_{34}
1	1	1	1	0,0259	-0,7570	1,5240	0,0003
2	1	1	1	0,3750	-0,4277	-1,0501	0,0002
3	1	1	1	0,5991	1,1846	-0,4738	-0,0003
Σ	3	3	3	1	0	0	0

Alle übrigen Hilfskoeffizienten betragen Null.

Nach diesen Berechnungen können jetzt die Erwartungswerte der vier Makroparameter b_h [1] (h = 1, ..., 4) bestimmt und der Aggregationsbias nach dem Vorgehen von Theil quantifiziert werden. Einschränkend bleibt an dieser Stelle noch festzuhalten, dass die geschätzten Mikroparameter bei dieser Analyse als die wahren Parameter betrachtet werden.

Berechnungen der Erwartungswerte der Makroparameter b_h:

$$(27)\quad E(b_1) = \sum_{i=1}^{3} \beta_{1i} + \sum_{i=1}^{3} (a_{11i} - 1)\,\beta_{1i} + \sum_{i=1}^{3} a_{14i}\,\beta_{4i}$$
$$= -3,6645 + 0 + 0,8879 = \underline{-2,7766}$$

$$(28)\quad E(b_2) = \sum_{i=1}^{3} \beta_{2i} + \sum_{i=1}^{3} (a_{22i} - 1)\,\beta_{2i} + \sum_{i=1}^{3} a_{24i}\,\beta_{4i}$$
$$= 26,7347 + 0 - 1,1351 = \underline{25,5996}$$

$$(29)\quad E(b_3) = \sum_{i=1}^{3} \beta_{3i} + \sum_{i=1}^{3} (a_{33i} - 1)\,\beta_{3i} + \sum_{i=1}^{3} a_{34i}\,\beta_{4i}$$
$$= 0,0003079 + 0 - 0,000304 = \underline{0,0000039}$$

$$(30)\quad E(b_4) = 1/N \sum_{i=1}^{3} \beta_{4i} + \sum_{i=1}^{3} (a_{44i} - 1/N)\,\beta_{4i}$$
$$= -0,8426 + 0,1530 = \underline{-0,6896}$$

[1] Nicht interessant ist an dieser Stelle das konstante Glied b_o (vgl. Spezialfall 2 auf S.234 f. dieses Kapitels).

In Tabelle 3, S. 241 wird der Aggregationsbias dieser vier Makroparameter und die Abweichung des berechneten Erwartungswertes E (b_n) von den geschätzten Makrokoeffizienten übersichtlich dargestellt.

Tabelle 3: Der Aggregationsbias der vier Makroparameter b_1, b_2, b_3 und b_4

	b_1	b_2	b_3	b_4
Summe bzw. Durchschnitt der korrespondierenden Mikroparameter	-3,6645	26,7347	0,0003079	-0,8426
Aggregationsbias:				
Korrespondierende Mikroparameter	0	0	0	0,1530
Nicht-korrespondierende Mikroparameter	0,8879	-1,1351	-0,000304	0
Erwartungswert des Makroparameters	-2,7766	25,5996	0,0000039	-0,6896
Geschätzte Makroparameter	-2,7818	25,5573	-0,0000090	-0,5651
Abweichung des berechneten Erwartungswertes vom geschätzten Koeffizienten	-0,0052	0,0423	-0,0000051	0,1245

Betrachtet man den Erwartungswert des Makroparameters b_1, dann sieht man sofort, dass trotz des Aggregationsbias, der bei den ersten drei Makroparametern allein von den nicht-korrespondierenden Mikroparametern herrührt, der Erwartungswert von b_1, nämlich E (b_1), in der Nähe des geschätzten Wertes liegt. Dieses Phänomen kann bei allen vier Makroparametern beobachtet werden.

Zu beachten ist, dass die berechnete Abweichung des Erwartungswertes der vier Makroparameter vom geschätzten Makroparameter stets geringer als deren Standardabweichung ist. Daraus kann die Schlussfolgerung gezogen werden, dass durch den Aggregationsbias in diesem Beispiel keine groben Verzerrungen eintreten, sofern vom Ausmass der Standardabweichung auf die Güte der geschätzten Strukturgleichung geschlossen werden kann.

7.4. Schlussbetrachtungen

In diesem Beispiel konnte durchwegs festgestellt werden, dass die Abweichung des Erwartungswertes des Makroparameters b_h von seinem geschätzten Wert $\hat{b}_h$ infolge des Aggregationsbias kleiner wurde. Es stellt sich in diesem Zusammenhang deshalb die Frage, ob die Aggregation notwendigerweise ein Uebel für den Empiriker darstellen muss.

Grunfeld und Griliches haben in einem Artikel[1] diesbezüglich die Fragestellung untersucht, ob eine Aggregation über Wirtschaftssubjekte wirklich schlecht sei. Sie kritisieren dabei v.a. die der Analyse von Theil zugrundeliegenden Annahmen. Theil geht nämlich, wie bereits festgehalten wurde, von der Hypothese aus, dass die Mikrogleichungen exakt spezifiziert sind und untersucht darauf basierend den Spezifikationsfehler der Makrogleichung, der sich aus der Aggregation ergibt.

Grunfeld und Griliches hingegen vertreten die Meinung, dass das Wissen des Oekonometrikers in der Praxis nicht ausreicht, um exakt spezifizierte Mikrogleichungen zu konstruieren. Sie geben dabei auch zu bedenken, dass der Oekonom bei der Bildung der mikroökonomischen Theorie stets auch das "aggregierte Verhalten" bzw. das "Durchschnittsverhalten" der Wirtschaftssubjekte im Hinterkopf behält. Das bedeutet m.a.W., dass die Mikrotheorie das Verhalten eines besonderen bestimmten Individuums nicht erklären kann, sondern sich auf die Erklärung eines für die Allgemeinheit "repräsentativen" Individuums beschränken muss.

Aus diesem Grunde kann kaum angenommen werden, dass die entsprechenden Mikrogleichungen exakt spezifiziert sind; auch die der Theil'schen Theorie zugrundeliegende Annahme, dass die Mikroparameter den wahren Parametern entsprechen, ist eine sehr restriktive, kaum realistische Annahme.

Es ist gemäss den Untersuchungen von Grunfeld und Griliches daher sehr wohl möglich, dass die Aggregation über die einzelnen Wirtschaftssubjekte dem Spezifikationsfehler in den Mikrogleichungen entgegenwirken kann. Es würde in diesem Falle also kein Aggregationsbias, sondern ein "Aggregationsgewinn" entstehen.

Zur Illustration soll der folgende mögliche Fall betrachtet werden: Ein Oekonometriker unterstellt, dass die Nachfrage des Wirtschaftssubjektes i nach einem bestimmten Gut j von seinem Einkommen sowie vom Preis dieses Gutes und von den Preisen der Substitute und Komplemente abhängig ist. In Wirklichkeit hängt die

---

[1] Grunfeld, Y. and Griliches, Z.: Is Aggregation necessarily bad? in: The Review of Economics and Statistics, Vol. XLII. No. 1, February 1960.

Nachfrage eines beliebigen Wirtschaftssubjektes oder Haushaltes i nach einem bestimmten Gut j aber auch noch von vielen kleinen Zufälligkeiten ab (die Mutter ist während längerer Zeit krank, der Sohn hat die Aufnahmeprüfung bestanden usw.), die für den einzelnen Haushalt einen Einfluss auf die Nachfrage ausüben, bei der aggregierten Nachfrage jedoch nicht mehr stark ins Gewicht fallen und sich über alle Haushalte hinweg ausgleichen (Gesetz der grossen Zahl). In der Mikrogleichung liegt aus diesem Grunde eine Fehlspezifikation vor. Durch die Aggregation über sämtliche Wirtschaftssubjekte oder Haushalte kann nun dieser Spezifikationsfehler eliminiert werden, sodass von einem eigentlichen "Aggregationsgewinn" gesprochen werden kann.

Es kann somit abschliessend festgehalten werden, dass die Aggregation nicht notwendigerweise schlecht sein muss, wenn der Forscher wirklich an den Aggregaten interessiert ist.

A N H A N G

DIE EINZELNEN DATENREIHEN

Im Anhang werden die einzelnen Datenreihen, die bei der Modellschätzung Verwendung finden, vorgestellt und kurz diskutiert. Zudem werden möglichst exakte Quellen angegeben und die erforderlichen Umformungen bzw."Korrekturen" der einzelnen Reihen begründet.

Der Anhang setzt sich aus 3 Teilen zusammen: Im ersten Teil werden die Zahlenreihen, die mit dem Nadelstammholzmarkt in Beziehung stehen, vorgestellt. Der zweite Teil zeigt die Daten des Industrieholzmarktes. Der dritte Abschnitt schliesslich umfasst jene Reihen, die mit der allgemeinen Wirtschaftslage korrespondieren, wie u.a. das Bruttosozialprodukt. Diese Zahlenreihen werden kurz mit "Datenreihen allgemeiner Art" bezeichnet.

Nicht aufgeführt sind diejenigen Datenreihen, die ich von gewissen Papier- und Zellulose- sowie von einigen Spanplattenindustrien auf Zusicherung von Diskretion (Nichtveröffentlichung) erhalten habe. Diese Zahlenreihen konnten in erster Linie bei der Behandlung des Aggregationsproblems im 7. Kapitel verwendet werden.

Ebenfalls verzichtet werden kann auf die Präsentation der beiden Reihen "Schadholznutzung" und "Exportförderungsmassnahmen". Diese zwei Zeitreihen lassen sich nämlich nicht im üblichen Sinne quantifizieren. Es sind vielmehr sog. Dummy-Variablen, die je nach Situation den Wert 1 oder 0 annehmen.[1)]

[1)] Vgl. dazu die Ausführungen im 3. Kapitel S. 63 f.

1. Datenreihen des Nadelstammholzmarktes

1.1. Das Nadelstammholzangebot (in 1000 fm)

1950	1470
51	1718
52	1800
53	1706
54	1647
55	1922
56	1882
57	1661
58	1569
59	1501
1960	1715
61	1808
62	2376
63	1767
64	1826
65	1631
66	1778
67	2378
68	1749
69	1862
1970	2158
71	2120
72	2185
73	2124
74	2408
75	1883
76	1742
77	2360

Quelle: - siehe S. 246

Quelle: - Für die Jahre 1950-1954: Clavel, J.D.: Le marché suisse des grumes à sciage epicéa/sapin de 1950-1972; Dissertation Zürich, 1975; Annexe I, Tableau 1
- Für die Jahre 1955-1964: Schweizerische Forststatistik, 1955-1964
- Ab 1965: Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, 1976, S. 35 und folgende Jahrgänge

Unter dem Nadelstammholzangebot wird sämtliches in den schweizerischen Wäldern (sowohl öffentliche wie private Wälder) genutztes Nadelstammholz verstanden. Vom Ausland importiertes Holz wird somit nicht zum Nadelstammholzangebot in diesem Sinne gezählt. Für die oben dargestellte Zahlenreihe wäre aus diesem Grunde der Ausdruck "inländische Nadelstammholznutzung" vielleicht zutreffender.

Die entsprechenden Daten in den Jahren 1950-1954 wurden der Dissertation von Clavel[1)] entnommen, weil die Schweizerische Forststatistik in diesen Jahren noch keine genaue Trennung zwischen Laub- und Nadelhölzern sowie zwischen Stamm- und Papierholz ausgewiesen hatte. Zudem wurden damals nur die Holznutzungen in den öffentlichen Wäldern statistisch festgehalten. Clavel hat die betreffenden Zahlen mit Hilfe von Erfahrungswerten (Umfrage) eruiert. Die von ihm ausgewiesenen Daten mussten jedoch von 85% auf 100% aufgewertet werden[2)], weil in der vorliegenden Untersuchung die Nadelstammholznutzung insgesamt - und nicht bloss die Nutzung von Fichte und Tanne wie in Clavels Arbeit - von Interesse ist.

---

1) Clavel hat in seiner Dissertation bei Prof. Tromp, H., ETHZ, ausschliesslich den Fichten-/Tannenstammholzmarkt in der Nachkriegszeit untersucht. Da er sich dabei sehr intensiv mit den Zahlenreihen auseinandergesetzt hat, kann dem von ihm gelieferten Zahlenmaterial durchaus vertraut werden.

2) Nach Angaben des Bundesamtes für Forstwesen wird vermutet, dass der Anteil des Fichten-/Tannenstammholzes am gesamten Nadelstammholz in diesen Jahren rund 85% betragen hat.

1.2. Die Nadelstammholznachfrage (in 1000 fm)

	Reihe 1	Reihe 2
1950	1570	1466
51	1783	1711
52	1808	1785
53	1749	1692
54	1719	1632
55	1984	1907
56	1916	1865
57	1701	1644
58	1593	1547
59	1551	1476
1960	1866	1698
61	1963	1796
62	2499	2354
63	1791	1700
64	1817	1731
65	1614	1542
66	1746	1663
67	2267	2203
68	1560	1497
69	1797	1702
1970	2078	1991
71	1952	1908
72	1966	1928
73	1852	1812
74	2146	2091
75	1583	1539
76	1384	1343
77	1924	1885

Quelle: - Aus Nadelstammholzangebot, Nadelstammholzexport und Nadelstammholzimport berechnete Reihen.[1)]

[1)] Vgl. dazu auch die Ausführungen bei 1.1. Nadelstammholzangebot, bei 1.3. Nadelstammholzexport und bei 1.4. Nadelstammholzimport.

Reihe 1 zeigt die Nadelstammholznachfrage insgesamt, die sich aus der inländischen Nadelstammholznutzung (Nadelstammholzangebot) abzüglich der Nadelstammholzexporte und zuzüglich der Nadelstammholzimporte berechnen lässt. In Reihe 2 wird die Nadelstammholznachfrage nach einheimischem Holz, also ohne die importierten Holzmengen, ausgewiesen.

Die Holzlagerbestände im Wald bleiben demzufolge in den beiden Reihen unberücksichtigt, sodass die effektiven Bezüge von Nadelstammholz je nach der Richtung einer solchen Lagerveränderung im Walde über- oder unterbewertet werden können. Es kann allerdings einschränkend festgehalten werden, dass solche unverkauften Holzlager im Walde selbst in den letzten 25 Jahren relativ unbedeutend waren. Die Vernachlässigung solcher Holzlagerveränderungen im Walde dürfte damit kaum ins Gewicht fallen. Sie bleibt jedoch eine mögliche Fehlerquelle in den Datenreihen.

Man beachte, dass in der Dissertation von Clavel die gesamte Fichten-/Tannenstammholznachfrage ausgewiesen wird, es werden also die Holzbezüge der Sägereien aus den inländischen wie auch aus den ausländischen Wäldern (Importe) statistisch festgehalten. Für die vorliegende Modellanalyse ist es jedoch zweckmässiger, nur die Nadelstammholznachfrage aus den einheimischen Wäldern zu betrachten und die Importmengen getrennt davon auszuweisen.

Für die Zeitperiode von 1950-1954 wurde wiederum auf den statistischen Anhang der Dissertation von Clavel zurückgegriffen. Dabei konnte die Nadelstammholznachfrage ebenfalls wie folgt bestimmt werden:[1)]

Nadelstammholznachfrage = Nadelstammholzangebot - Nadelstammholzexport + + Nadelstammholzimport (in Reihe 1)

und

Nadelstammholznachfrage = Nadelstammholzangebot - Nadelstammholzexport (in Reihe 2)

Die beiden Zahlenreihen über die Nadelstammholznachfrage - besser wäre an dieser Stelle wohl der Ausdruck "Nadelstammholzbezüge" - machen allerdings keiner-

---

1) Vgl. Fussnote 1) S. 247

lei Aussagen über die Verwendung des Nadelstammholzes in den einzelnen Sägereien. So kann nichts darüber ausgesagt werden, ob das Holz sofort eingeschnitten wird oder ob es vorläufig an Lager geht und erst in späteren Monaten verwertet wird. Einschränkend aber muss festgehalten werden, dass das aus dem Walde bezogene Stammrundholz höchstens etwa ein halbes Jahr in den Sägereien auf Lager gehalten werden kann.

1.3. Die Nadelstammholzexporte (in 1000 fm)

1950	4
51	7
52	15
53	14
54	15
55	15
56	17
57	17
58	22
59	25
1960	17
61	12
62	22
63	67
64	95
65	89
66	115
67	175
68	252
69	160
1970	167
71	212
72	257
73	312
74	317
75	344
76	399
77	475

Quelle: - Für die Jahre 1950-1954: Clavel, J.D.: a.a.O.; Annexe III, Tab. 13
- Für die Jahre 1955-1974: Schweizerische Forststatistik, 1955-1974
- Ab 1975: Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, Pos. 4403.20/22.

Für die Periode 1950-1954 sind nur die Zahlen der Fichten-/Tannenholzexporte ausgewiesen (vgl. Dissertation Clavel, Annexe I). Erst ab 1955 sind die gesamten Nadelstammholzexporte aus den Unterlagen des Bundesamtes für Forstwesen erhältlich.

Deshalb wurde ich gezwungen, die Daten für diese Periode aufzuwerten. Nach einem Vergleich der zwei Zahlenreihen "Exporte an Fichten-/Tannenrundholz" und "gesamte Nadelstammholzexporte" in der Periode 1955-1960 habe ich die zu niedrigen Werte der Periode 1950-1954 schliesslich rein willkürlich um je 1000 fm erhöht, um auf diese Weise eine Annäherung an die tatsächliche Reihe zu erreichen.

Es kann an dieser Stelle noch beigefügt werden, dass die Höhe der Exporte von Nadelstammholz in den ersten Jahren der Untersuchungsperiode noch sehr gering war und einen sehr kleinen Streubereich zwischen den einzelnen Jahren aufwies, sodass die möglichen Korrekturfehler bei der Regressionsanalyse kaum ins Gewicht fallen dürften.

1.4. Nadelstammholzimporte (in 1000 fm)[1)]

1950	104
51	72
52	23
53	57
54	87
55	77
56	51
57	57
58	46
59	75
1960	168
61	167
62	145
63	91
64	86
65	72
66	83
67	64
68	63
69	95
1970	87
71	44
72	38
73	40
74	55
75	44
76	41
77	39

Quelle: - siehe S. 253

---

1) Als Umrechnungsfaktor von Tonnen in Festmeter wurde die folgende Beziehung verwendet: 1 t = 1,54 fm.

Quelle: - Für die Jahre 1950-1954: Clavel, J.D.: a.a.O.; Annexe III, Tab. 13
- Für die Jahre 1955-1974: Schweizerische Forststatistik, 1955-1974
- Ab 1975: Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, Pos. 4403.20/22.

Bei den Nadelstammholzimporten taucht genau dasselbe Problem auf wie bei den Nadelstammholzexporten: Die Daten der Periode 1950-1954 sind wiederum unterbewertet. Ich musste somit auch bei dieser Reihe eine Methode finden, um die Daten von 1950-1954 aufzuwerten und die Konsistenz der Zahlenreihe zu gewährleisten. Ich habe mich dabei wieder an den Zahlen der Periode 1955-1960 orientiert und festgestellt, dass die Importe an übrigen Nadelhölzern (nicht Fichten-/Tannenholz) in diesen Jahren durchschnittlich etwas mehr als 5000 fm betragen haben. Deshalb erhöhte ich die Werte, die in der Dissertation von Clavel für Importe an Fichten-/Tannenrundholz in der Periode 1950-1954 ausgewiesen werden, rein willkürlich um 5000 fm.[1)] Diese geschätzten bzw. berechneten Werte für 1950-1954 sollten allerdings nicht stark von den tatsächlichen (unbekannten) Werten abweichen.

[1)] Betrachtet man den prozentualen Anteil der übrigen Nadelhölzer an den Fichten-/Tannenrundholzimporten in der Periode 1955-1960 und nimmt man diesen Anteil auch für die Periode 1950-1954 als gültig an, so ergeben sich praktisch dieselben Datenmodifikationen.

1.5. Nadelstammholzpreis (in Fr/fm)

1950	61.32
51	73.48
52	79.02
53	85.51
54	92.36
55	106.40
56	111.57
57	110.01
58	107.57
59	102.80
1960	105.66
61	115.85
62	128.95
63	121.78
64	121.01
65	118.79
66	119.22
67	115.87
68	89.26
69	103.44
1970	122.29
71	129.20
72	126.50
73	127.69
74	162.22
75	161.81
76	135.86
77	153.98

Quelle: - Eidg. Preiskontrollstelle; ab 1974: BIGA
- Ab 1961 im Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft publiziert

Es handelt sich bei dieser Preisreihe um die gewogenen Durchschnittspreise von Fichten-/Tannenstammholz der drei Sortimente Mittellangholz 3. Klasse, Langholz 3. Klasse und Trämel On (On = Obermesser normal). Die Gewichtung der Preise wurde über die vier Landesregionen Mittelland, Jura, Alpen und Tessin/Misox vorgenommen. Obwohl die jeweiligen Preise in den einzelnen Regionen teilweise stark voneinander abweichen, kann doch festgehalten werden, dass die Preisentwicklung in den vier betrachteten Landesteilen in etwa parallel verläuft.

Es fällt auf, dass als Preisreihe nicht ein Durchschnittspreis für sämtliche Nadelstammhölzer, sondern nur für Fichten-/Tannenstammholz verwendet wurde. Ein Vergleich zwischen diesen beiden Zeitreihen ab 1960 zeigt jedoch, dass die Abweichung der beiden Reihen in den beobachteten Jahren nur wenige Rappen (oder ca. 0,5 - 5 o/oo) beträgt. Zudem ist der Anteil von Fichten-/Tannenholz am gesamten Nadelstammholz mit durchschnittlich ca. 85% klar dominierend.

Zu bemerken ist noch, dass sich die einzelnen Durchschnittspreise nicht über das ganze Kalenderjahr (Dezember - Dezember) erstrecken, sondern auf die Forstperiode bezogen sind. Im vorliegenden Fall bedeutet dies, dass sich der durchschnittliche Stammholzpreis beispielsweise im Jahre 1970 von Fr. 122.29 (siehe Tabelle oben) auf die Forstperiode vom 30. September 1969 bis zum 30. September 1970 bezieht. Diese Inkonsistenz mit den übrigen Zeitreihen darf bei der Interpretation der Regressionsergebnisse nicht vergessen werden.

1.6. Ausländische Nadelstammholzpreise

Wie bei der Modellvorstellung und bei der Diskussion der Bestimmungsfaktoren im 3. Kapitel der Dissertation festgehalten wurde, werden im Nadelstammholzmarktmodell zwei für die Modellanalyse repräsentative ausländische Preisreihen als Regressoren verwendet. In der Angebots- und in der Exportgleichung stehen die italienischen Nadelstammholzpreise als erklärende Variablen, während in der Nachfrage- und in der Importgleichung die deutschen Stammholzpreise als repräsentativ betrachtet werden können.

1.6.1. Der italienische Nadelstammholzpreis (in Sfr/fm)

1950	47.12
51	65.46
52	67.53
53	66.69
54	57.31
55	59.00
56	55.33
57	53.04
58	61.27
59	67.06
1960	66.30
61	61.50
62	69.53
63	77.43
64	80.40
65	73.42
66	71.99
67	70.81
68	67.72
69	69.15
1970	76.82
71	81.18
72	82.06
73	106.53
74	147.14
75	130.74
76	124.92
77	128.40

Quelle: - Jahresstatistik des Aussenhandels der Schweiz (OZD); vor 1960: Tarif Nr. 230; ab 1960: Pos. 4403.20/22.

Die Entwicklung des italienischen Nadelstammholzpreises in Sfr/fm wird auf S.256 dargestellt. Diese Preisreihe wurde ermittelt, indem in der Aussenhandelsstatistik der Wert der Nadelstammholzexporte nach Italien durch die exportierte Nadelstammholzmenge in Tonnen dividiert wurde. Auf diese Weise erhielt man den Preis pro Tonne Nadelstammholz in Schweizer Franken. Daraus konnte leicht der Preis je fm Stammholz berechnet werden, indem als Umrechnungsfaktor die Beziehung 1 t = 1,54 m^3 verwendet wurde.

Leider wurden in der Aussenhandelsstatistik der Eidgenössischen Oberzolldirektion ab 1960 die einzelnen Aggregate, von denen die Jahresdaten aufgezeichnet werden, verändert, was die Vergleichsmöglichkeiten teilweise erschwerte. So findet man über die mengen- und wertmässigen Nadelstammholzexporte nach Italien erst ab 1960 genaue Daten in der herkömmlichen Statistik. Vor 1960 - für die vorliegende Untersuchung ist dabei die Periode 1950-1959 von Relevanz - lagen nur Angaben über die mengen- und wertmässigen Exporte von Nadelnutzholz vor. Ich sah mich deshalb gezwungen, für diese Periode den Nadelnutzholzpreis zu berechnen und dem Nadelstammholzpreis in den Jahren 1960-1977 gegenüberzustellen. Meiner Ansicht nach können diese beiden verschiedenen Aggregate, Nadelstammholz und Nadelnutzholz,[1)] doch mehr oder weniger miteinander verknüpft werden, war doch der Anteil des exportierten Industrieholzes am gesamten Nutzholzexport in den Jahren 1950-1959 ziemlich unbedeutend. Es ist jedoch denkbar, dass die Preise von 1950-1959 leicht unterbewertet sind, weil das exportierte Industrieholz in der Regel billiger als das Stammrundholz ist.

[1)] Wie im 2. Kapitel erwähnt wurde, setzt sich das Nutzholz aus Stamm- und Industrieholz zusammen (vgl. S 36f.).

1.6.2. Der bundesdeutsche Nadelstammholzpreis (in Sfr/fm)

	DM/fm	100 DM = X Sfr.	Sfr/fm
1950	46.78	104.115	48.71
51	52.23	104.115	54.38
52	80.72	104.115	84.04
53	92.34	104.204	96.22
54	88.70	104.129	92.36
55	111.03	104.158	115.65
56	99.12	104.420	103.50
57	107.50	104.315	112.14
58	100.42	104.382	104.82
59	88.39	103.386	91.38
1960	90.42	103.544	93.62
61	100.73	108.383	109.17
62	101.03	108.140	109.25
63	93.54	108.390	101.39
64	93.34	108.644	101.41
65	94.86	108.320	102.75
66	95.47	108.183	103.28
67	78.00	108.560	84.68
68	71.79	108.089	77.60
69	85.23	110.001	93.75
1970	98.87	118.204	116.87
71	102.67	117.646	120.79
72	100.00	119.724	119.72
73	102.87	117.309	120.44
74	120.00	115.038	138.05
75	116.51	104.987	122.32
76	119.49	99.311	118.67
77	148.21	103.354	153.18

Quelle: - Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (Ed.): Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten der Bundesrepublik Deutschland, 1950-1978

Bei dieser Preisreihe handelt es sich um den Fichten-/Tannenstammholzpreis in der Bundesrepublik Deutschland. Die jeweiligen Preise in DM sind mit dem durchschnittlichen jährlichen Wechselkurs[1] multipliziert worden. Auf diese Weise konnte der störende Einfluss der Wechselkursänderungen ausgeschaltet werden. Deshalb wurde für die Regressionsanalyse stets Preisreihe 3, also der deutsche Nadelstammholzpreis in Schweizer Franken (wechselkursbereinigter Preis), berücksichtigt.

Es muss abschliessend noch erwähnt werden, dass die Stammholzpreise in DM in den Jahren 1950-1967 um 1,5% abgewertet worden sind. Dies musste deshalb geschehen, weil die Mehrwertsteuer nicht mehr in den Preisen der Jahre ab 1968 inbegriffen ist, wohl aber in denjenigen der Jahre 1950-1967. Durch dieses Vorgehen konnte die Konsistenz der betrachteten Preisreihe gesichert werden.[2]

---

[1] Wechselkurs: 100 DM = X Sfr
Quelle: Monatsbulletin der SNB

[2] Vgl. dazu auch die Dissertation von Clavel, a.a.O.; Annexe IV, Tab. No. 23

1.7. Lagerbestände von Nadelstammholz in den schweizerischen Sägereibetrieben (in 1000 fm)

1950	559
51	627
52	562
53	588
54	528
55	709
56	538
57	489
58	405
59	476
1960	500
61	565
62	906
63	706
64	412
65	388
66	429
67	622
68	427
69	531
1970	771
71	646
72	566
73	565
74	575
75	434
76	505
77	549

Quelle: - Vor 1965: Fichten-/Tannen-Rund- und Schnittholzerhebung des Bundesamtes für Forstwesen

- Ab 1965: Publiziert im Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, 1976 und folgende Jahrgänge

Bei den Nadelstammholzlagerbeständen handelt es sich nicht um Holzlager im Walde, sondern um Lagerbestände in den einzelnen Sägereien. Diese Lagerbestände wurden jeweils am 31. Dezember des Jahres gemessen. Diese Tatsache ist - wie im 3. Kapitel meiner Dissertation festgestellt worden ist - bei der Regressionsanalyse von grösster Bedeutung.

Die Erhebungen des Bundesamtes für Forstwesen weisen nicht die gesamten Nadelstammholzlagerbestände aus, sondern nur die Lagerbestände von Fichten-/Tannenrundholz. Deshalb habe ich die ursprünglich ausgewiesene Zeitreihe von 85% auf 100% aufgewertet, analog dem Vorgehen beim Nadelstammholzangebot auf S. 246 dieses Anhangs.

Weit unangenehmer ist jedoch die Tatsache, dass die Berechnungen der Lagerbestände während der Periode 1950 - 1958 auf anderen Berechnungsgrundlagen beruhte als die entsprechende Erhebung in den darauffolgenden Jahren. Gemäss Bundesamt für Forstwesen liegen die Daten in der Periode 1950 - 1958 um etwa 20% zu tief. Aus diesem Grunde mussten die Werte in diesen Jahren mit dem Faktor 1,25 multipliziert und aufgewertet werden.

Die Berücksichtigung der Lagerbestände von Nadelstammholz in dieser Form als Regressor ist insofern nicht ganz unproblematisch, als der Lagerbestand am 31.12. in den Sägereien je nachdem, ob die Holznutzung im Walde bereits eingesetzt hat oder nicht, höher oder tiefer sein kann. Bei einer Verzögerung der Holzernte infolge ungünstiger Witterungsverhältnisse werden die Holzlieferungen vom Walde in die Sägereien erst im neuen Jahr durchgeführt. Der Lagerbestand am 31.12. ist in diesem Falle also unterbewertet. Die Konsistenz dieser Zeitreihe wird dadurch in Frage gestellt.

1.8. Nadelschnittholzimportpreise (in Fr/100 kg)

1950	27.55
51	30.93
52	38.07
53	34.82
54	35.05
55	37.15
56	35.40
57	36.44
58	36.84
59	34.36
1960	35.91
61	38.44
62	39.63
63	40.91
64	41.73
65	43.53
66	44.01
67	43.48
68	43.40
69	45.87
1970	50.61
71	52.06
72	53.16
73	63.85
74	81.82
75	70.62
76	71.81
77	75.67

Quelle: - Aussenhandelsstatistik OZD, Pos. 237 bzw. 4405.20/22

Die Nadelschnittholzimportpreise wurden aus der Aussenhandelsstatistik der Eidg. Oberzolldirektion ermittelt, indem der Wert der Nadelschnittholzeinfuhren in Schweizer Franken jeweils durch die entsprechende importierte Schnittholzmenge in 100 kg dividiert wurde.

1.9. Mehreinfuhr von Nadelschnittholz (in Tonnen)

1950	18'106
51	29'297
52	27'628
53	23'197
54	32'463
55	52'946
56	76'005
57	68'446
58	46'616
59	61'101
1960	100'946
61	189'831
62	253'301
63	197'718
64	195'708
65	152'187
66	145'520
67	116'319
68	76'257
69	151'787
1970	168'177
71	162'475
72	166'311
73	125'905
74	103'819
75	57'304
76	40'007
77	70'315

Quelle: - Schweizerische Forststatistik, Pos. 237 bzw. 4405.20/22
- Ab 1975: Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, 1976 und folgende Jahrgänge

2. Datenreihen des Industrieholzmarktes

2.1. Das Industrieholzangebot (in 1000 fm)

1955	255
56	280
57	300
58	347
59	304
1960	406
61	393
62	616
63	519
64	612
65	587
66	621
67	811
68	670
69	592
1970	784
71	816
72	773
73	719
74	776
75	805
76	705
77	735

Quelle: - Schweizerische Forststatistik, 1955-1961
- Ab 1962: Publiziert im Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, 1976, Tab. 4 und folgende Jahrgänge

Unter dem Industrieholzangebot wird sämtliches in den schweizerischen Wäldern genutztes Industrieholz verstanden. Vom Ausland angebotenes und importiertes Industrieholz wird nicht zum Industrieholzangebot gemäss dieser Definition gezählt. Analog zum Nadelstammholzangebot wäre wohl auch an dieser Stelle der Ausdruck "inländische Industrieholznutzung" eher angebracht.

Eine Differenzierung der Datenreihe "Industrieholzangebot" in Nadel- und Laubindustrieholz konnte aus datentechnischen Gründen leider nicht vorgenommen werden. In den herkömmlichen Statistiken wird erst ab 1965 eine Trennung von Nadel- und Laubindustrieholz ausgewiesen. Ab 1955 stehen jedoch die Zahlen der gesamten Industrieholznutzung (Nadel- und Laubholz) zur Verfügung. Diese Daten werden in der obigen Zeitreihe ausgewiesen. Vor 1955 sind noch keine getrennten statistischen Erhebungen über die Industrieholznutzung durchgeführt worden. In den frühen 50-er Jahren sind lediglich Angaben über Nutzholz- und über Brennholzangebot verfügbar.

2.2. Die Industrieholznachfrage (in 1000 fm)[1)]

	Reihe 1	Reihe 2
1950	274	246
51	635	309
52	654	379
53	381	336
54	519	381
55	534	286
56	690	323
57	666	379
58	673	455
59	659	535
1960	611	549
61	798	448
62	1013	665
63	726	563
64	799	710
65	790	680
66	826	714
67	870	743
68	820	782
69	816	731
1970	1329	867
71	1070	835
72	837	773
73	873	769
74	1158	866
75	939	811
76	881	803
77	966	865

Quelle: - siehe S. 268

1) Da die vom Bundesamt für Forstwesen zur Verfügung gestellten Daten über die Industrieholzbezüge in 1000 Ster gemessen worden sind, wird folgender Umrechnungsfaktor verwendet: 1 fm = 1,4 Ster oder 1 Ster = 0,714 fm. Dadurch wird eine bessere Vergleichbarkeit der einzelnen Zeitreihen ermöglicht (alle Mengen werden in Festmetern gemessen). Als Folge dieser Umrechnung lassen sich kleine Rundungsfehler jedoch kaum vermeiden.

Quelle: - Industrieholzerhebung des Bundesamtes für Forstwesen (früher Eidg. Oberforstinspektorat)
- Ab 1965: Publiziert im Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, 1976, Tab. 16 und folgende Jahrgänge

Unter der Zeitreihe "Industrieholznachfrage" sind die gesamten Bezüge von Industrieholz aus den in- und ausländischen Wäldern zu verstehen (Reihe 1). Wie bei der Nadelstammholznachfrage erscheint es auch hier für die Regressionsanalyse wesentlich zweckmässiger, nur die Bezüge von Industrieholz aus den einheimischen Wäldern zu untersuchen und die Bezüge aus dem Ausland (Industrieholzimporte) getrennt davon zu behandeln. Die Nachfrage nach inländischem Industrieholz wird deshalb in Reihe 2 speziell ausgewiesen.[1)]

An dieser Stelle muss notwendigerweise darauf hingewiesen werden, dass für die einzelnen Jahreswerte in der Periode 1950 - 1952 das Kalenderjahr als Beobachtungszeitraum zugrundegelegt wurde. Für die Periode 1953 - 1969 wurde jedoch unglücklicherweise das Forstjahr (September - September) als Basiszeitraum gewählt, während ab 1970 wieder auf das Kalenderjahr zurückgegriffen wurde. Es erscheint deshalb als wahrscheinlich, dass die Bezüge in den Jahren 1953 bzw. 1970 infolge des Wechsels Kalenderjahr/Forstjahr unter- bzw. überbewertet worden sind. Diese Vermutung wird insofern bestätigt, als die betreffenden Jahreswerte doch ziemlich aus dem "üblichen Rahmen" fallen. Demzufolge müssen bei der Regressionsanalyse der Industrieholznachfrage und bei der Interpretation der Schätzergebnisse die beiden Jahre 1953 (ev. zu tiefer Wert der Industrieholznachfrage) und 1970 (ev. überhöhter Wert) mit Vorsicht behandelt werden.

In Anlehnung an Kapitel 2 der Dissertation ist schliesslich noch zu bemerken, dass in der ersten Hälfte der 50-er Jahre (1950-1956) ausschliesslich Nadelindustrieholz von Seiten der Papier- und Zelluloseindustrie bezogen wurde. Die Verwertung von Laubholz setzte in diesem Industriezweig erst ab 1957 ein.

Ebenfalls erst seit 1957 sind die ersten Verbrauchszahlen in der noch jungen Span- und Faserplattenindustrie erhoben worden.

---

1) Reihe 2 = Reihe 1 - Industrieholzimporte

2.3. Industrieholzexporte (in 1000 fm)

1955	1
56	2
57	1
58	0
59	0
1960	2
61	3
62	6
63	5
64	10
65	9
66	8
67	12
68	85
69	35
1970	30
71	11
72	23
73	22
74	11
75	31
76	36
77	20

Quelle: - Schweizerische Forststatistik, 1955-1974
- Ab 1975: Publiziert im Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, 1976 und folgende Jahrgänge

Es handelt sich bei dieser Datenreihe um die gesamten Industrieholzexporte. Eine Ausscheidung dieser Exporte in Nadel- und Laubholz ist statistisch nicht vorgenommen worden. Die durchwegs niedrigen Werte dieser Reihe verdeutlichen die schwache Stellung der Schweiz als Exportland von Industrieholz. Diese geringe quantitative Bedeutung der Industrieholzexporte und die minimale Streuung der einzelnen Jahreswerte haben auch eine eingehende Regressionsanalyse der Industrieholzexportgleichung verunmöglicht.

2.4. Industrieholzimporte (in 1000 fm)

1950	27
51	326
52	274
53	45
54	138
55	248
56	367
57	287
58	218
59	124
1960	62
61	350
62	348
63	163
64	89
65	110
66	112
67	127
68	38
69	84
1970	462
71	234
72	64
73	104
74	291
75	127
76	78
77	100

Quelle: - Industrieholzerhebung des Bundesamtes für Forstwesen (nicht veröffentlicht)

In der Zeit von 1950-1956 wurden die Nadelindustrieholzimporte ausschliesslich von der Papier- und Zelluloseindustrie getätigt. Ab 1957 führte die Papier- und Zelluloseindustrie neuerdings auch Laubindustrieholz ein, weil es dank des technischen Fortschrittes möglich wurde, in diesem Sektor neben Nadelholz auch Laubholz zu verwerten. Erst ab 1961 importierten auch die schweizerischen Span- und Faserplattenwerke Industrieholz aus dem Ausland.

Es fällt auf, dass diese Reihe der Industrieholzimporte (exklusive Restholz) stark verschieden ist von der Zahlenreihe, die in der Schweizerischen Forststatistik ausgewiesen und die z.T. auch in der Gesamtkonzeption[1)] publiziert wurde. Die vorstehende Reihe wurde aus den Meldungen der einzelnen Industrien über ihre getätigten Industrieholzimporte gebildet und ist vom Bundesamt für Forstwesen für diese Arbeit freundlicherweise zur Verfügung gestellt worden. Sie weicht in erster Linie aus den folgenden drei Gründen von der in der Aussenhandelsstatistik erhobenen und in der Schweizerischen Forststatistik veröffentlichten Reihe ab:

1. Nicht alles Industrieholz, das als Industrieholz über die Grenzen gelangt, geht auch in den Industrieholzsektor.
2. Importiertes Holz, das als Brennholz deklariert wird, gelangt häufig zur Veredelung in die industrieholzverarbeitenden Industrien.
3. Es wird häufig Langholz importiert, das als Industrieholz Verwendung findet, aber als Stammholz deklariert wird.

[1)] Vgl. Gesamtkonzeption; a.a.O.; S. 203

2.5. Der Industrieholzpreis (in Fr/Ster)

1950	39.50
51	39.50
52	50.00
53	50.00
54	50.00
55	50.00
56	54.00
57	54.00
58	54.00
59	49.00
1960	49.00
61	49.00
62	49.00
63	49.00
64	49.00
65	49.00
66	49.00
67	49.00
68	47.00
69	47.00
1970	50.00
71	60.00
72	60.00
73	54.00
74	73.00
75	78.00
76	78.00
77	78.00

Quelle: - HESPA - Zusammenstellung

Als für die vorliegende Untersuchung repräsentativer Industrieholzpreis wurde der Nadelindustrieholzpreis 1. Klasse in Rinde franko Bahnverlad ausgewählt. Es handelt sich dabei um einen alljährlich von der paritätischen Industrieholzkommission festgelegten Vereinbarungspreis. Dieser Preis bezieht sich genau wie der Nadelstammholzpreis nicht auf das Kalenderjahr, sondern auf das Forstjahr, also von Ende September des Jahres t-1 bis Ende September des Jahres t.

2.6. Der ausländische Industrieholzpreis (in Sfr/fm)

	Schilling/fm	100 Schilling = X Sfr	Sfr/fm	bereinigte Reihe Sfr/fm
1950	128.25	20.60	26.40	26.40
51	226.25	20.60	46.60	46.60
52	212.00	20.46	43.40	43.40
53	231.75	20.46	47.40	47.40
54	303.75	16.82	51.10	51.10
55	385.50	16.82	60.30	60.30
56	356.00	16.82	59.90	59.90
57	361.75	16.82	60.80	60.80
58	321.75	16.82	54.10	54.10
59	312.75	16.70	52.20	52.20
1960	331.00	16.64	55.10	55.10
61	385.25	16.66	64.20	64.20
62	366.00	16.75	61.30	61.30
63	340.50	16.73	57.00	57.00
64	359.00	16.72	60.00	60.00
65	369.75	16.79	62.00	62.00
66	360.00	16.74	60.30	60.30
67	325.50	16.75	54.50	54.50
68	299.75	16.70	50.10	50.10
69	340.25	16.67	56.70	56.70
1970	433.25	16.67	72.20	72.20
71	425.25	16.47	70.00	77.50
72	404.00	16.52	66.70	74.20
73	434.20	16.18	70.20	77.70
74	562.30	15.91	89.40	96.90
75	582.40	14.82	86.30	93.80
76	582.40	13.93	81.10	88.60
77	594.90	14.52	86.40	93.90

Quelle: - Diese Zahlenreihe wurde von der Interessengemeinschaft Industrieholz IG, Birmensdorf/ZH, zur Verfügung gestellt.
(FPP: Kooperationsabkommen Forstwirtschaft, Platte, Papier; Wien)

Diese ausländische Industrieholzpreisreihe zeigt die Fichten-/Tannen-Schleifholzpreisentwicklung[1] in der Steiermark in Oesterreich. Die erste Reihe gibt dabei den Wert in österreichischen Schilling pro fm an, während die dritte Reihe die wechselkursbereinigten Preise in Sfr/fm darstellt.

Zum Zwecke der Regressionsanalyse, die konsistente Zeitreihen erfordert, mussten zwei Reihenbrüche ausgeschaltet werden:

1. Die ursprüngliche Zeitreihe des Schleifholzpreises enthält ab 1973 den Umsatzsteuer-entlasteten Nettopreis. Deshalb mussten die Werte ab 1973 um 4% erhöht werden, um eine vergleichbare und konsistente Zeitreihe zu gewährleisten. Diese Korrektur ist in der ersten Reihe bereits vollzogen.
2. Bis 1970 wurden die Schleifholzpreise waggonverladen berechnet; seit 1971 gelten sie ab Strasse bzw. ab Sägewerk. Die einzelnen Preise in den Jahren 1971-1976 sind demnach in der ersten und dritten Reihe unterbewertet. Nach Ansicht von fachkundigen Forstingenieuren müssen die Preise um etwa Fr. 7.50 erhöht werden, was in der vierten Reihe geschehen ist.

Die vierte Reihe stellt damit die von Reihenbrüchen bereinigte Preisentwicklung des österreichischen Schleifholzpreises in Sfr/fm dar. Diese bereinigte Zeitreihe konnte in dieser Form in der Regressionsanalyse als erklärende Variable verwendet werden.

---

[1] Schleifholz ist identisch mit Papierholz 1. Klasse. Diese österreichische Preisreihenentwicklung kann deshalb etwa mit der Entwicklung des schweizerischen Nadelindustrieholzpreises 1. Klasse verglichen werden. Man beachte allerdings, dass hier die Preise in Fr./fm gemessen werden, während sie beim schweizerischen Industrieholzpreis in Fr./Ster angegeben werden. Es besteht damit keine direkte Vergleichmöglichkeit. Um einen solchen direkten Vergleich zu gewährleisten, müsste zuerst eine geeignete Umrechnung durchgeführt werden.

2.7. Die Industrieholzlagerbestände (in 1000 fm)

1950	399
51	226
52	329
53	353
54	281
55	216
56	317
57	328
58	353
59	393
1960	284
61	336
62	408
63	476
64	454
65	484
66	326
67	256
68	344
69	219
1970	119
71	303
72	366
73	271
74	134
75	232
76	229
77	181

Quelle: - Industrieholzerhebung des Bundesamtes für Forstwesen
- Ab 1965: Publiziert im Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, 1976, Tab. 16 und in den folgenden Jahrgängen

Die Nadelindustrieholzlagerbestände der Papier- und Zelluloseindustrie, wie sie dem Bundesamt für Forstwesen mitgeteilt worden sind, wurden als repräsentative Reihe für die Lagerbestände an Industrieholz ausgewählt. Diese Lagerbestände sind ursprünglich in Ster gemessen worden; um die Vergleichbarkeit dieser Mengen mit den insgesamt genutzten und bezogenen Mengen jedoch aufrechterhalten zu können, sind die Lagerbestände in Festmeter (fm) umgerechnet worden (1 Ster = 0,714 fm).

Der Stichtag, auf den die jeweiligen Lagerbestände erhoben wurden, ist der 1. Januar eines jeden Jahres. Leider sind nun die Erhebungen in den Jahren 1953-1960 erst am 31.8. durchgeführt worden. Dies führt zu einer inkonsistenten Zeitreihe, in der die Werte der Periode 1953-1960 kaum mit denjenigen der übrigen Jahre verglichen werden können. Aus diesem Grunde musste die ursprüngliche Reihe in geeigneter Weise modifiziert werden: Die Lagerbestände im August sind gegenüber denjenigen im Januar eindeutig überbewertet, weil die Holzlieferungen von den Anbietern zu den Bezügern vorwiegend im Frühling stattfinden. Aufgrund dieser Ueberlegungen habe ich die Werte der Lagerbestände in den Jahren 1953-1960 rein willkürlich um durchschnittlich 25% reduziert.[1)]

[1)] Das genaue Vorgehen der Reduktion der einzelnen Lagerbestandsdaten in den Jahren 1953 - 1960 soll an dieser Stelle kurz dargestellt werden:

$$\bar{X}_i = \frac{\sum_{1}^{18} X_i}{18} = 316 \text{ fm}$$

$\bar{X}_i$ = Durchschnittlicher Wert der Lagerbestände in den Jahren 1950 - 1952 und 1961 - 1975

$$\bar{X}_j = \frac{\sum_{1}^{8} X_j}{8} = 434 \text{ fm}$$

$\bar{X}_j$ = Durchschnittlicher Wert der Lagerbestände in den Jahren 1953 - 1960

Korrekturfaktor C: $C = \bar{X}_j - \bar{X}_i = 434 \text{ fm} - 316 \text{ fm} = \underline{\underline{118 \text{ fm}}}$

Die Lagerbestände in der Periode 1953 - 1960 wurden somit um den Korrekturfaktor C = 118 fm reduziert. Dadurch sollte die Konsistenz dieser Zeitreihe näherungsweise gesichert sein.

2.8. Der Brennholzpreis (Laubholz) (in Fr/Ster)

1952	45.61
53	44.65
54	41.81
55	41.28
56	41.86
57	43.01
58	41.43
59	37.06
1960	33.47
61	33.23
62	34.13
63	35.23
64	36.22
65	35.23
66	34.54
67	34.62
68	33.58
69	34.05
1970	36.15
71	36.96
72	36.56
73	36.37
74	47.43
75	49.05
76	48.46
77	48.15

Quelle: - Eidg. Preiskontrollstelle/BIGA

- Ab 1960: Publiziert im Jahrbuch der Schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, 1976. Tab 6 und in den folgenden Jahrgängen

Es wird an dieser Stelle nur der Laubbrennholzpreis (Buche)in Fr/Ster Bahnstation unverladen vorgestellt. Der Nadelbrennholzpreis ist für die Modellanalyse von geringerem Interesse. Ausserdem verläuft die Preisentwicklung sowohl beim Laubbrennholzpreis wie auch beim Nadelbrennholzpreis in etwa parallel.

Die durchschnittlichen Jahrespreise beziehen sich auch beim Brennholz wieder auf die Forstperiode und nicht auf das Kalenderjahr.

2.9. Der Restholzpreis (in Fr/Ster)

1950	15.00
51	18.00
52	22.00
53	20.00
54	20.00
55	21.00
56	21.00
57	24.00
58	25.00
59	22.50
1960	22.50
61	22.50
62	25.00
63	25.00
64	25.00
65	25.00
66	25.00
67	25.00
68	22.00
69	21.00
1970	27.00
71	31.00
72	21.50
73	23.50
74	30.50
75	30.50
76	26.00
77	25.00

Quelle: Bois homogène SA, 1890 - St. Maurice

Bei den Restholzpreisen, die freundlicherweise von der Bois homogène SA in St. Maurice zur Verfügung gestellt worden sind, handelt es sich um die Preise für Schwarten/Spreissel (Nadelholz) bahnverladen.

Für das Jahr 1976 sah ich mich gezwungen, einen "Mischpreis" zu konstruieren, weil der Preis vom 1.1.76 bis zum 30.4.76 Fr. 28.--/Ster und vom 1.5.76 bis zum 31.12.76 Fr. 25.--/Ster beträgt. Der über die Zeit gewichtete Jahresdurchschnitt beläuft sich demnach auf Fr. 26.--.

3. Datenreihen allgemeiner Art

In diesem Abschnitt werden diejenigen Zeitreihen vorgestellt, die in den Holzmarktmodellen als Regressoren Verwendung finden und nicht direkt dem Nadelstammholz- bzw. dem Industrieholzmarkt zugeordnet werden können. Es handelt sich also um mehr allgemeine volkswirtschaftliche Zeitreihen, die bereits zum grössen Teil auf der IEW-Datenbank figurieren.

3.1. Das Bruttosozialprodukt der Schweiz

Die nachfolgend aufgeführte Zeitreihe zeigt das Bruttosozialprodukt zu Marktpreisen in der Schweiz. In dieser Zeitreihe musste der Reihenbruch im Jahre 1969, der sich aus der Aenderung der Erhebungsbasis in der nationalen Buchhaltung ergeben hatte, ausgeschaltet werden. Weil in den Jahren 1967-1969 die einzelnen Jahresdaten überlappen, d.h. sowohl nach der alten wie auch nach der neuen Erhebungsbasis in den herkömmlichen Statistiken ausgewiesen sind, konnte die gesamte Zeitreihe ab 1950 auf einfache Weise gemäss der neuen Erhebungsbasis konstruiert werden. Damit konnte der Reihenbruch eliminiert und die Konsistenz der Reihe gesichert werden.

Das Bruttosozialprodukt der Schweiz (in 10^6 Sfr. zu laufenden Preisen)

1950	19'990
51	21'945
52	23'195
53	24'400
54	25'915
55	27'865
56	29'985
57	31'825
58	32'735
59	34'795
1960	38'270
61	43'000
62	47'650
63	52'340
64	57'975
65	62'190
66	66'975
67	72'110
68	77'390
69	83'960
1970	93'930
71	106'485
72	120'535
73	134'540
74	146'495
75	144'390
76	145'910
77	152'305

Quelle: - IEW-Datenbank (aus "Die Volkswirtschaft")

3.2. Bruttosozialprodukt von Italien (in 10^9 Lire zu laufenden Preisen)

1951	10'732
52	11'570
53	12'795
54	13'634
55	15'032
56	16'360
57	17'565
58	18'862
59	20'029
1960	21'632
61	24'118
62	27'117
63	31'053
64	33'941
65	36'530
66	39'521
67	43'517
68	46'953
69	51'691
1970	57'937
71	63'056
72	69'080
73	82'503
74	100'911
75	114'215
76	142'128
77	172'988

Quelle: - International Financial Statistics (IFS)

3.3. Die Wachstumsrate des Bauvolumens

1950	8,67
51	29,51
52	- 0,26
53	10,20
54	12,34
55	12,64
56	11,53
57	7,14
58	- 6,76
59	20,63
1960	17,98
61	23,49
62	14,13
63	17,32
64	17,59
65	0,17
66	1,68
67	0,60
68	4,55
69	12,40
1970	15,15
71	20,89
72	20,87
73	8,99
74	- 4,13
75	-18,88
76	- 8,46
77	1,51

Quelle: - Die Volkswirtschaft, 1951-1978

Die Wachstumsrate des Bauvolumens[1] wurde aus den öffentlichen und privaten Bauaufwendungen, gemessen in Schweizer Franken, wie sie in der "Volkswirtschaft" ausgewiesen werden, berechnet. Dabei ist jedoch zu beachten, dass die Zeitreihe der öffentlichen Bauaufwendungen nicht konsistent ist. Durch die Aenderung der Erhebungsbasis in der Nationalen Buchhaltung hat sich im Jahre 1969 ein Reihenbruch ergeben. Da jedoch die Werte von 1967 bis 1969 überlappen, konnte dieser störende Reihenbruch leicht ausgeschaltet (analog dem Vorgehen beim Bruttosozialprodukt, Anhang S.282) und alle Werte auf die neue Erhebungsbasis umgerechnet werden.

---

[1] Unter der Wachstumsrate des Bauvolumens versteht man:

$$WAB = \frac{100\ (B_t \cdot B_{t-1})}{B_{t-1}}$$

Dabei bedeuten: WAB = Wachstumsrate des Bauvolumens
B_t = Total Bauaufwendungen im Jahre t
B_{t-1} = Total Bauaufwendungen im Jahre t-1

3.4. Die geschätzte mittlere Wohnbevölkerung der Schweiz (in 1000)

1950	4694
51	4749
52	4815
53	4878
54	4929
55	4980
56	5045
57	5126
58	5199
59	5259
1960	5362
61	5496
62	5660
63	5789
64	5887
65	5943
66	5996
67	6063
68	6132
69	6212
1970	6267
71	6324
72	6385
73	6431
74	6443
75	6405
76	6346
77	6327

Quelle: - Statistisches Jahrbuch der Schweiz 1978, S. 36

3.5. Stundenlöhne der Waldarbeiter (in Fr/Std. (zu laufenden Preisen))

1950	1.98
51	2.00
52	2.08
53	2.15
54	2.19
55	2.26
56	2.36
57	2.50
58	2.60
59	2.74
1960	2.81
61	3.02
62	3.32
63	3.64
64	4.09
65	4.40
66	4.80
67	5.18
68	5.38
69	5.79
1970	6.26
71	7.08
72	8.08
73	9.23
74	10.64
75	11.65
76	12.11
77	12.49

Quelle: - Forstwirtschaftliche Zentralstelle der Schweiz, Solothurn

Gemäss der Lohnstatistik 1975 der Forstwirtschaftlichen Zentralstelle der Schweiz enthalten die Stundenlöhne[1] der im Walde beschäftigten Arbeitnehmer alle Teuerungs- und Sozialzulagen (Familien- und Kinderzulagen, bezahlte Ferien- und Feiertage, Beiträge der Arbeitgeber an die Krankenkasse usw.) ausser den SUVA-Prämien.

Die einzelnen Jahreswerte stellen entsprechend der Anzahl der gemeldeten Arbeitskräfte gewogene Mittelwerte aller Arbeitnehmerkategorien und Ausbildungsgrade dar (ständige und temporäre Waldarbeiter; mit Berufslehre oder ohne besondere Ausbildung). Nicht berücksichtigt werden bei dieser Stundenlohnauswertung die Lehrlinge. Ueber die einzelnen Regionen (Jura, Mittelland, Alpen), in denen unterschiedliche Löhne ausbezahlt werden, musste schliesslich auch noch ein gewogener Durchschnittswert gebildet werden.

---

[1] Die Anstellung der Waldarbeiter im Forstbetrieb erfolgt allerdings nicht nur im Stundenlohn. Das Lohnverfahren passt sich meist der auszuführenden Tätigkeit an. So werden heute noch die ungelernten Waldarbeiter beim Holzfällen im Akkordlohn bezahlt. Durchforstungs- und Pflegearbeiten werden jedoch fast ausschliesslich im Zeitlohn vergütet.

3.6. Rüst- und Transportkosten (in Fr/fm)

1950	14.60
51	14.50
52	15.90
53	16.50
54	16.50
55	16.70
56	20.40
57	18.90
58	19.10
59	20.00
1960	19.70
61	20.90
62	22.50
63	25.20
64	26.50
65	27.30
66	27.90
67	28.40
68	30.50
69	29.00
1970	30.20
71	32.50
72	35.50
73	37.50
74	40.70
75	46.00
76	46.00
77	44.00

Quelle: - Schweizerische Forststatistik, 1950-1978

Bei den Rüst- und Transportkosten handelt es sich um die Betriebsausgaben öffentlicher Waldbesitzer pro Festmeter geschlagenes Holz. Es ist für die Modellinterpretation nicht unerheblich, dass die Kosten für Rüsten und Transport bei den in der Forstwirtschaft üblichen Arbeitsverfahren meist einen sehr hohen Anteil an Lohnkosten aufweisen. Die Auswirkungen dieser Tatsache auf die Regressionsanalyse wurden im 5. Kapitel der Dissertation eingehend diskutiert.

3.7. Der Grosshandelspreisindex[1] (Basisjahr: 1963 = 100)

1950	87.8
51	98.4
52	95.5
53	92.2
54	92.9
55	93.1
56	95.3
57	96.9
58	93.9
59	92.4
1960	93.0
61	93.1
62	96.3
63	100.0
64	101.3
65	101.9
66	103.8
67	104.1
68	104.1
69	107.2
1970	111.6
71	114.1
72	118.2
73	130.8
74	151.9
75	148.5
76	147.5
77	147.9

Quelle: - Die Volkswirtschaft, 1951-1978

---

[1] Es handelt sich bei diesem Index um einen Jahresdurchschnittswert.

3.8. Der Grosshandelspreisindex für Zement[1] (Basisjahr: 1963 = 100)

1950	92.0
51	88.9
52	93.8
53	94.4
54	94.4
55	94.4
56	100.6
57	107.4
58	107.4
59	107.4
1960	103.7
61	103.1
62	100.0
63	100.0
64	106.2
65	106.2
66	102.4
67	102.4
68	108.7
69	108.7
1970	110.4
71	115.7
72	124.4
73	127.6
74	140.3
75	161.3
76	166.8
77	164.5

Quelle: - Die Volkswirtschaft, 1951-1978

---

[1] Die Werte beziehen sich jeweils auf Ende Januar des betreffenden Jahres

Auch bei der Indexreihe des Grosshandelspreises für Zement musste ein Reihenbruch überwunden werden, um die Konsistenz der Zeitreihe nicht zu verletzen. Die Indexzahlen von 1950-1965 liegen nämlich der Basis 1939 = 100 zugrunde, während für die Periode 1963-1977 das Basisjahr 1963 = 100 gilt. Weil aber auch hier überlappende Werte vorliegen, war es einfach, eine konsistente, vergleichbare Reihe mit der Basisperiode 1963 = 100 zu berechnen.

3.9. Der Backsteinpreis (in Fr/1000 Stück)

1950	95
51	95
52	100
53	100
54	100
55	100
56	101
57	110
58	110
59	110
1960	118
61	118
62	118
63	126
64	126
65	134
66	134
67	135
68	142
69	149
1970	159
71	170
72	192
73	204
74	214
75	294
76	294
77	294

Quelle: - Statistisches Jahrbuch der Stadt Zürich, 1977. S. 302

Diese Preisreihe zeigt die durchschnittliche Entwicklung des Backsteinpreises zu laufenden Preisen im Kanton Zürich.

3.10. Der Rundeisenpreis (in Fr/100 kg)

1950	50.20
51	70.60
52	74.00
53	60.70
54	56.60
55	64.30
56	69.80
57	73.70
58	60.30
59	60.30
1960	69.90
61	68.60
62	68.80
63	66.50
64	63.80
65	63.80
66	63.80
67	63.80
68	63.80
69	80.30
1970	82.20
71	78.20
72	68.20
73	73.20
74	97.20
75	103.10
76	85.60
77	85.60

Quelle: - Statistisches Jahrbuch der Stadt Zürich, 1977. S. 302

Der laufende Durchschnittspreis von Rundeisen in Stangen wurde genau wie der Backsteinpreis für den Kanton Zürich erhoben. Diese beiden Preisreihen können jedoch als repräsentativ für die gesamte Schweiz betrachtet werden.

3.11. Der Papierpreis (in Fr/100 kg)

1955	121.14
56	120.07
57	125.11
58	125.71
59	121.30
1960	116.85
61	119.06
62	118.90
63	120.13
64	119.12
65	117.44
66	115.73
67	116.15
68	116.14
69	115.33
1970	123.36
71	127.99
72	125.80
73	129.22
74	160.80
75	169.94
76	163.69
77	158.21

Quelle: - Papyrus, Zentralstelle Schweizerischer Papierfabriken, Bleicherweg 33, Zürich

Diese von der Papyrus freundlicherweise zur Verfügung gestellte Preisreihe enthält die jährlichen Durchschnittspreise des Endproduktes Papier.

LITERATURVERZEICHNIS

- Basman, R.L.: On the exact finite sample distributions of generalized classical linear structural estimators; Santa Barbara: Technical Military Plannings Operation, July 1960

- Büttler, H.J.: Eine empirische Untersuchung der privaten und öffentlichen Brutto-Bauinvestitionen der Schweiz sowie des Boden- und Wohnungsmarktes von Bern, Zürich und Basel in den Jahren 1948 bis 1971; Institut für Bauplanung und Baubetrieb ETH Zürich, März 1975

- Buongiorno, J., Balsiger, J.W.: Analyse et prévision à court terme des prix des sciages et parquets; Revue Forestière Française, 1977

- Christ, C.F.: Econometric Models and Methods; John Wiley-Verlag, New York-London-Sydney, 1966

- Clavel, J.: Le marché suisse des grumes à sciage epicéa/sapin de 1950-1972; Dissertation ETH Zürich, 1975

- Cragg, J.G.: On the relative small sample properties of several structural equation estimators; in Econometrics, Volume 35, No. 1, January 1967

- Dhrymes, Th.J.: Econometrics-Statistical Foundations and Applications; Harper & Row, New York, 1970

- Eidg. Departement des Innern: Gesamtkonzeption für eine schweizerische Wald- und Holzwirtschaftspolitik; Hauptbericht der vom Eidg. Departement des Innern am 16.8.1971 eingesetzten Expertenkommission, Bern, 1975

- Forschungsberichte: Der Rohholzpreis als Problem von Forst- und Holzwirtschaft; Kolloquium des Instituts für Forstpolitik und forstliche Betriebswirtschaftslehre, veranstaltet von Kroth, W. und Plochmann, R., Forstliche Forschungsanstalt München, 1972

- Forstwirtschaftliche Zentralstelle der Schweiz: Die wirtschaftliche Lage und Entwicklung in schweizerischen Forstbetrieben von 1969 bis 1976; Solothurn, im Dezember 1977

- Garbers, H.: Die Identifizierbarkeit von Strukturen in einigen nicht-linearen Modellen,; IEW-Work-Shop-Paper, 1977

- Glück, P.: Analyse von Angebot und Nachfrage des österreichischen Nadelsägerundholzmarktes; Sonderdruck aus dem Zentralblatt für das gesamte Forstwesen, Wien, 1972

- Green, H.A.: Aggregation in Economic Analysis; an Introductory Survey, Princeton, 1964

- Grunfeld, Y., Griliches, Z.: Is Aggregation necessarily bad?; in the Review of Economics and Statistics, Volume XLII, No. 1, February 1960

- Gupta, K.L.: Aggregation in Economics; a Theoretical and Empirical Study, Rotterdam, 1969

- Henderson, J.M., Quandt, R.E.: Mikroökonomische Theorie; Verlag Franz Vahlen München, 3. Auflage, 1973

- Jackson, B.G.: Forest Products in the United Kingdom Economy, A Linear Programming Model; Forestry Commission Bulletin 51, London, 1974

- Jahresbericht 1976 und 1977: Verband Schweizerischer Papier- und Papierstoff-Fabrikanten, Verband Schweizerischer Kartonfabriken

- Jahresbericht 1976: Verein Schweizerischer Zement-, Kalk- und Gips-Fabrikanten

- Johnston, J.: Econometric Methods; McGraw-Hill, New York, 1960, Second Edition

- Kleinewefers, H.: Wirtschaftspolitische Konzeption und Umweltproblematik: Das Beispiel der Agrarpolitik; in Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 108. Jg. Nr. 3, 1972, pp. 283-328

- Knabe, W.: Luftverunreinigung und Waldwirtschaft; in Natur- und Umweltschutz in der Bundesrepublik Deutschland, Verlag Paul Parey, Hamburg und Berlin, 1978

- Kurt, A.: Ertragsregelung in der Waldwirtschaft; Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen 121 (1970), 1, S. 84-86

- Lanz, C.: Einige Entwicklungstendenzen der schweizerischen Holzversorgung; Wald und Holz, Nr. 1, 1971/72

- Madas, A.: World Consumption of Wood; Akadémiai Kiadó, Budapest, 1974

- Mantel, K.: Holzmarktlehre - Holzmarktforschung - Holzwirtschaftspolitik; Band II, Freiburg, 1974

- McKillop, W.: Supply and Demand for Forest Products - an Econometric Study, University of California, March 1967

- Ott, E.: Erhebungen über den gegenwärtigen Zustand des Schweizer Waldes als Grundlage waldbaulicher Zielsetzungen; Mitteilungen der Schweizerischen Anstalt für das Forstliche Versuchswesen, Band 48, Heft 1, 1972

- Quandt, R.E.: On certain small sample properties of k-class estimators; International Economic Review, Volume 6, No. 1, January 1965

- Schneeweiss, H.: Oekonometrie; 2. Auflage, Physica-Verlag, Würzburg-Wien, 1974

- Schneider, H.: Mikroökonomie; Verlag Franz Vahlen München, 1973

- Schumann, J.: Grundzüge der mikroökonomischen Theorie; Springer-Verlag, Berlin-Heidelberg-New York, 1971

- Semadeni, A.: Analyse der Vereinbarungen über den Fi/Ta-Sägerundholzmarkt seit deren Bestehen; Diplomarbeit ETH Zürich, August 1970

- Speidel, G.: Forstliche Betriebswirtschaftslehre; Hamburg und Berlin, 1967

- Summers, R.: A capital intensive approach to the small sample properties of various simultaneous equation estimators; Econometrica, Volume 33, No. 1, January 1965

- Tagesanzeiger (20.11.1976): Kann der Computer den Wirtschaftspolitiker ersetzen?; Diskussionsbeitrag von S. Borner und H. Schelbert

- Theil, H.: Principles of Econometrics; John Wiley-Verlag, 1971

- Theil, H.: A simple modification of the two-stage-least-squares procedure for undersized samples; in Goldberger, A.S. & Duncan, O.D.: Structural equation models in the social sciences; Seminar Press, New York and London, 1973

- Tromp, H.: Rundholzpreis, Schnittwarenpreis und Holzverdrängung; Journal forestier suisse, No. 617, 1959, p. 411 ff.

- Ulrich, H.: Entscheidungshilfen für kooperative Planungsaufgaben der Forst- und Holzwirtschaft - am Beispiel eines Modells für die Bereitstellung von Buchenindustrieholz; Juris Druck + Verlag, Zürich, 1974

- Weck, J.; Wiebecke, K.: Weltforstwirtschaft und Deutschlands Forst- und Holzwirtschaft; München-Bonn-Wien, 1961

- Wonnacott, R.J.; Wonnacott, T.H.: Econometrics; John Wiley & Sons Inc., New York-London-Sydney-Toronto, 1970

- Wullschleger, G.: Das Industrieholz im Rahmen der schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, Dissertation Universität Zürich, 1971

- Ziegler, J.: Hauptkomponentenanalyse (Principal Components); IEW-Paper, März 1973

Statistiken

- Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten: Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten der Bundesrepublik Deutschland 1972-1977; Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup

- Eidg. Oberzolldirektion: Jahresstatistik des Aussenhandels der Schweiz, 1950-1977

- Eidg. Statistisches Amt: Schweizerische Forststatistik, 1950-1974

- Eidg. Statistisches Amt: Jahrbuch der schweizerischen Wald- und Holzwirtschaft, 1975-1977

- International Financial Statistics, 1950-1977

- Statistisches Amt der Stadt Zürich: Statistisches Jahrbuch der Stadt Zürich, 1975/1976/1977

- Die Volkswirtschaft, 1950-1977

LEBENSLAUF

31. Mai 1950:	Geboren in Zürich als Sohn des Peter Meyer und der Margaritha, geb. Michel; Bürger von Villmergen/AG und Würenlos/AG
1957 - 1962:	Primarschule in Würenlos
1962 - 1966:	Bezirksschule in Wettingen
1966 - 1970:	Kantonsschule in Baden mit Maturitätsabschluss Typus B
1971 - 1975:	Studium der Wirtschaftswissenschaften an der Rechts- und staatswissenschaftlichen Fakultät der Universität Zürich. Lizentiat nach schriftlichen Prüfungen bei Prof. Dr. M. Hauser (theoretische Volkswirtschaftslehre mit Spezialgebiet Geldtheorie) und Prof. Dr. H. Popp (Agrarpolitik)

Seit Mitte Dezember 1975 bin ich als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Empirische Wirtschaftsforschung (IEW) der Universität Zürich tätig. Am 11. Juli 1979 wurde ich an der Universität Zürich zum Doktor der Wirtschaftswissenschaften promoviert.